ACTA UNIVERSITATIS UPSALIENSIS

Studia Oeconomica Upsaliensia 6

Christian Nilsson

Sysselsättning och arbetslöshet

En ekonometrisk analys av den svenska arbetsmarknadens funktionssätt 1964–1977

1978

UPPSALA 1979

ACTA UNIVERSITATIS UPSALIENSIS

Studia Oeconomica Upsaliensia 6

LiberTryck Stockholm 1980 051508

Christian Nilsson

Sysselsättning och arbetslöshet

En ekonometrisk analys av den svenska arbetsmarknadens funktionssätt 1964–1977

With an English Summary:
Employment and unemployment.

UPPSALA 1979
Distributor:
Almqvist & Wiksell International
Stockholm, Sweden

Omarbetad/tryckt utgåva av tidigare stencilerad doktorsavhandling vid samhällsvetenskapliga fakulteten vid Uppsala universitet 1978.

© Christian Nilsson 1979

ISBN 91-554-0984-9
ISSN 0585-539X

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Tryckt i Sverige
Textgruppen i Uppsala AB

Innehållsförteckning

Förord 9

Kapitel 1. Allmänna utgångspunkter 11
1.1 Arbetslösheten som ett mått på graden av måluppfyllelse i arbetsmarknadspolitiken 11
1.2 Syfte och begränsningar 13
1.3 Teoretisk utgångspunkt 14
1.4 Studiens uppläggning samt sammanfattning av resultaten från den empiriska analysen 17
1.5 Datakällor m m 20
Appendix 1. Beteckningssystemet 21

Kapitel 2. Härledning av näringslivets sysselsättningsfunktion 23
2.1 Förutsättningar för analysen 23
2.2 Företagets kostnader förknippade med förändringar av arbetsinsatsen per arbetstagare 25
2.3 Företagets kostnader förknippade med förändringar i arbetsstyrkans storlek 30
2.4 Härledning av anpassningsprocessen 33
2.5 Endogena anpassningskostnader 35
2.6 Jämförelse med andra modeller 37
Appendix 2. Den matematiska härledningen av anpassningsprocessen 39

Kapitel 3. Produktionsteoretisk utgångspunkt 44
3.1 Problemställning 44
3.2 Efterfrågan på produktionsfaktorn arbete i den neoklassiska modellen 44
3.3 Om problemet att specificera en kortsiktig aggregerad produktionsfunktion 48
Appendix 3. Den konjunkturella variationen i industrins kapitalutnyttjande 54

Kapitel 4. Estimation av näringslivets arbetskraftsefterfrågan 58
4.1 Problemställning 58

4.2 Om problemet att operationalisera $(NH)^Q$ 58
4.3 Resultat av estimeringsförsöken 61

Kapitel 5. Företagets optimala arbetstidsuttag per anställd 76
5.1 Problemställning 76
5.2 Olika arbetstidsbegrepp 76
5.3 Företagets optimala arbetstidsuttag per anställd, H^Q 78
5.4 Specificering av H^Q-modellen 80
5.5 Varierar frånvarotal och andelen kvinnor med konjunkturen? ... 82
Appendix 5. Sambandet mellan den genomsnittliga normalarbetstiden per anställd, HS, och den konjunkturmässiga variationen i frånvarotal, F, och i andelen kvinnor i arbetsstyrkan, N_k/N 88

Kapitel 6. Estimation av aggregerade sysselsättningsfunktioner för industrin och övriga närigslivet 90
6.1 Sammanfattning av modellen för näringslivets arbetskraftsefterfrågan 90
6.2 Statisk förväntningsmodell 91
6.3 Dynamisk förväntningsmodell 93
6.4 Endogenisering av anpassningskostnaderna 96
6.5 Estimationsresultat; industrisektorn 100
6.6 Estimationsresultat; övriga näringslivet 107
6.7 Sysselsättningsmodellens implikationer 111
Appendix 6. Empiriska test av "lag"-fördelningens utseende 114

Kapitel 7. Den konjunkturella variationen i det aggregerade arbetskraftstalet 121
7.1 Problemställning 121
7.2 Valhandlingsteoretiska ansatser 123
7.3 Job opportunity ansatser 126
7.4 Ett försök till syntes mellan den neoklassiska och den duala ansatsen 128
7.5 Estimationsresultat 135
7.6 Ett försök att estimera den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten 146
Appendix 7. Estimation av en ekvation för den konjunkturella variationen i nettoimmigrationen till Sverige mellan 1964 och 1975 148

Kapitel 8. Konjunkturell och strukturell arbetslöshet 150
8.1 Problemställning 150

8.2 Frivillig och ofrivillig arbetslöshet 152
8.3 Den registrerade arbetslösheten som ett mått på stabiliseringspolitisk måluppfyllelse 155
8.4 Konjunktur – vs strukturproblem 163
8.5 Några utvecklingstendenser på den svenska arbetsmarknaden diskuterade från social- och allokeringspolitiskt perspektiv 168
Appendix 8. Estimation av den konjunkturella variationen i den registrerade arbetslösheten 179

Summary 187

Litteraturförteckning 190

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41548924_0019

Förord

Arbetet med denna studie påbörjades som ett delprojekt inom ramen för den ekonometriska modellen vid EFI vid Handelshögskolan i Stockholm. Syftet med studien har efterhand vidgats och studien har avslutats som ett led i mitt arbete inom projektet "Kapitalbildning, sysselsättning och den ekonomiska politiken". Inom ramen för det senare projektet har kapitel 6.7 och kapitel 8 skrivits.

Utkast till kapitel har diskuterats dels vid EFI, dels vid Nationalekonomiska institutionen i Uppsala. Jag har vid dessa diskussioner fått många viktiga synpunkter. Jag vill därför tacka Erik Ruist, Franz Ettlin och Johan A. Lybeck vid EFI för deras värdefulla hjälp främst under studiens initialskede. Jag vill i detta sammanhang också tacka Eleonore Holm vid EFI för all hjälp i samband med utskrifter av tidigare manuskript.

Vid Nationalekonomiska institutionen står jag i stor tacksamhetsskuld till Ragnar Bentzel och det högre seminariet. Jag vill förutom till Ragnar Bentzel, Villy Bergström och Erik Lundberg, rikta ett speciellt tack till Yngve Andersson, Lennart Berg, Lennart Ehrsson, Lars Ivarsson, Olle Mellander, Jörgen Ohlsson, Sverker Praski och Göran Skogh.

Därutöver har många personer bidragit med viktiga insatser. Institutionssekreterarna Eva Holst och Karin Höijer-Burell har effektivt skrivit ut mina svårtydda manuskript i ett flertal versioner. Birgitta Carlsson och Jörgen Ohlsson har givit mig administrativ hjälp. Jag vill tacka för all denna värdefulla hjälp.

Jag vill också tacka för den hjälpsamhet som visats mig av personalen vid Statistiska centralbyrån i Stockholm.

För finansiellt stöd vill jag tacka Jacob Wallenbergs fond och Statens råd för samhällsforskning.

Slutligen vill jag rikta ett särskilt tack dels till min handledare Villy Bergström, som varit ett mycket värdefullt stöd och en kritisk granskare, dels till min opponent Karl Gustaf Löfgren, Umeå universitet, för hans konstruktiva kritik.

Uppsala i februari 1979.

Christian Nilsson.

1 Allmänna utgångspunkter

1.1 Arbetslösheten som ett mått på graden av måluppfyllelse i arbetsmarknadspolitiken

Den fulla sysselsättningen har under efterkrigstiden kommit att inta ställningen som det primära målet för den ekonomiska politiken i Sverige.[1] Officiellt har målet formulerats i följande mycket allmänna termer: "full, produktiv och fritt vald sysselsättning".[2] I de officiella målformuleringarna har emellertid inte begreppet full sysselsättning givits något operationellt innehåll, varför målet kan ges olika innebörd vid olika tidpunkter. Det torde dock inte råda något tvivel om att ambitionsnivån för arbetsmarknadspolitiken successivt har höjts under de tre senaste decennierna. Som ett exempel på detta kan man se den förändrade inställningen till kvinnornas roll på arbetsmarknaden. Först under 70-talet har det blivit självklart att full sysselsättningsmålet även skall omfatta kvinnorna.[3]

I den ekonomisk-politiska debatten spelar den genom statistiska centralbyråns arbetskraftsundersökningar — Aku — uppskattade arbetslösheten rollen som mått på graden av måluppfyllelse.[4] För allmänna opinionen är den registrerade arbetslösheten en viktig indikator på tillståndet i vår samhällsekonomi. Det är därför sannolikt att den bild av det ekonomiska läget arbetslöshetsstatistiken frammanar, påverkar folks förväntningar. Hur den registrerade arbetslösheten utvecklas kan härigenom komma att få såväl lönepolitiska som allmänpolitiska konsekvenser. Det är därför naturligt att ställa frågan om arbetslöshetsmåttet uppfyller de krav man kan ställa på en för det samhällsekonomiska läget mycket central indikator.

Egenskaperna hos ett mått brukar vanligtvis diskuteras i termerna reliabilitet och validitet.[5] Vad gäller arbetslöshetsmåttets reliabilitet föreligger inga större problem. Arbetskraftsundersökningarna görs på stickprovsbasis och vid varje mätning anges även den skattade variabelns standardavvi

[1] Se exempelvis 1975 års långtidsutredning (SOU 1975:89) s. 15 f eller 1976 års finansplan (proposition 1975/76:100, bilaga 1) s. 14. Jämför även förordet i direktivet till sysselsättningsutredningen, där Ingemund Bengtsson skriver: "Att skapa arbete at alla är den viktigaste frågan i vårt land".

[2] Proposition 1966:52 s. 180.

[3] SOU 1975:90 s. 38, jämför även Calmfors-Lundberg (1974) s. 56.

[4] En risk med en ensidig fixering vid ett kvantitativt mal av detta slag är att den ekonomiska politiken kan utformas mera med inriktning pa indikatorns utveckling än på det bakomliggande problemet.

[5] Jämför exempelvis Swedner (1965) s. 61 ff.

kelse, varför man enkelt kan beräkna ett konfidensintervall för varje uppskattning.[6]

Arbetslöshetsmåttets validitet är däremot ett vida större problem. Frågan är vad vi egentligen vill mäta, dvs vilket är mera precist full sysselsättningsmålet. Vidare gäller frågan vad den använda indikatorn mäter.

Låt oss börja med den senare frågan, vad arbetslöshetsstatistiken – enligt Aku – egentligen mäter. Denna fråga har två dimensioner, en analytisk och en mätteknisk. Till den mättekniska hör sådant som bortfallsproblem och intervjueffekter, vilket ligger utanför ramen för detta arbete.[7]

Det analytiska problemet kan vi närma oss genom att göra följande definitionsmässiga uppdelning av den registrerade arbetslösheten, U:

$$U = L - N, \qquad 1.1$$

där L betecknar antalet personer som tillhör arbetskraften (arbetskraftstalet) och N antalet anställda (sysselsatta).[8] Dessa begrepp är empiriska; en analys av arbetslöshetsproblemet med utnyttjande av nationalekonomisk metodik kräver därför att sambandet mellan den teoretiska och den empiriska begreppsapparaten definieras. I kapitlen 2–6 analyseras sambandet mellan det empiriska begreppet antal sysselsatta och det teoretiska begreppet arbetskraftsefterfrågan. I kapitel 7 genomförs motsvarande analys för utbudssidan.

Den andra problemställningen gäller själva definitionen av full sysselsätt-

[6] Fr o m 1970 genomförs Aku-undersökningarna månadsvis och med ett ökat sampel varför precisionen har ökat väsentligt, vilket framgår om man jämför ett 95-procentigt konfidensintervall för arbetslösheten 2:a kvartalet 1976 (60.3 + 4.8) med motsvarande kvartal 1969 (74.8 ± 12.9).

[7] För en diskussion av dessa mättekniska frågor, se exempelvis AMS: Meddelande från utredningsenheten 1970:22 och Jos (1975).

[8] En person klassificeras som sysselsatt om han eller hon under mätveckan antingen
a) arbetat minst en timme som avlönad arbetstagare eller egen företagare,
b) arbetat minst 15 timmar som oavlönad medhjälpare i företag tillhörande maka/make eller annan familjemedlem som han eller hon bor tillsammans med, eller
c) innehaft anställning eller arbete som egen företagare men varit tillfälligt frånvarande.
Som arbetslös betecknas däremot den person som under mätveckan ej varit sysselsatt och antingen
a) sökt arbete eller avvaktat resultat av någon åtgärd som han eller hon vidtagit under de senaste 60 dagarna (räknat från mätveckans sista dag) för att få arbete,
b) avvaktat återanställning i arbete från vilket han eller hon permitterats utan lön,
c) avvaktat nytt arbete med början inom 60 dagar (räknat från mätveckans sista dag) eller
d) skulle ha sökt arbete ifall han eller hon inte varit tillfälligt sjuk.
De vanligaste av de under punkt a) åsyftade åtgärderna för att få arbete är att anmäla sig som arbetssökande vid arbetsförmedling, företags personalkontor e d eller att annonsera eller besvara annonser om arbete.

En person som enligt ovanstående är antingen sysselsatt eller arbetslös tillhör kategorin i arbetskraften – övriga utgör tillsammans kategorin ej i arbetskraften. (Jos, 1975, s. 490.)

ningsmålet. Detta kan naturligtvis ses som ett rent politiskt spörsmål. En annan fråga är dock om den i Aku registrerade arbetslösheten kan ses som ett mått på graden av måluppfyllelse.

Den registrerade arbetslösheten kan betraktas både som en ekonomisk och en social indikator, dvs som ett mått på outnyttjad produktionskapacitet och på välfärdsproblem. I avslutningskapitlet diskuteras med utgångspunkt från den analysapparat jag byggt upp i de tidigare kapitlen möjligheten att konstruera alternativa indikatorer både för att mäta arbetskraftsreserven och för att belysa arbetslöshetens sociala och allokeringsmässiga konsekvenser.

1.2 Syfte och begränsningar

Det ursprungliga syftet med denna studie var att inom ramen för EFI:s ekonometriska konjunkturmodell över den svenska ekonomin utveckla ett arbetsmarknadsblock. Detta blocks ställning i konjunkturmodellen skulle schematiskt kunna sägas vara att generera en arbetslöshetsvariabel vilken dels kan tjäna som mått på graden av måluppfyllelse i arbetsmarknadspolitiken, dels kan utgöra argument i totalmodellens pris- och löneekvationer.

Arbetslöshetsvariabeln kan, som i ekvation 1.1 ovan, definieras som differensen mellan arbetskraftstalet och antalet sysselsatta. Genom att specificera modeller som är möjliga att estimera empiriskt för de två senare variablerna, kan man naturligtvis både härleda en arbetslöshetsekvation och skatta koefficienterna i denna direkt, och estimera de bakomliggande beteendeekvationerna och på så sätt skatta arbetslösheten indirekt.

Dessa båda metoder att skatta arbetslösheten skall ses som komplementära. Den direkt skattade arbetslöshetsekvationen är att föredra i prognossammanhang. Den indirekta är här uppenbart otillfredsställande, därför att även mycket små skattningsfel i de bakomliggande ekvationerna medför en mycket osäker skattning på grund av att arbetskraftstalet och antalet sysselsatta i relation till arbetslösheten är mycket stora tal.

Vill man å andra sidan erhålla en mera nyanserad bild av hur olika faktorer via arbetsmarknadens utbuds- och efterfrågesida påverkar arbetslösheten, exempelvis som underlag för ekonomisk politiska rekommendationer torde det emellertid vara nödvändigt att även skatta de båda beteendeekvationerna. Vid orsaksanalys och analys av den ekonomiska politikens möjligheter väljer man därför lämpligast beteendeekvationerna.

Ambitionen i denna studie är att teoretiskt specificera utbuds- och efterfrågefunktionerna på arbetsmarknaden och från dessa härleda empiriskt definierade ekvationer för arbetskraftstal, antal sysselsatta och arbetslöshet, samt estimera koefficienterna i dessa ekvationer.

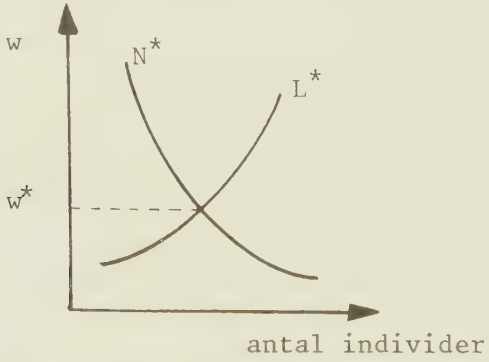
För att ställa upp ekvationer av detta slag har jag funnit det nödvändigt

att göra relativt omfattande teoretiska och empiriska analyser av de anpassningsprocesser på arbetsmarknadens efterfråge- och utbudssida som uppkommer till följd av den konjunkturella variationen i efterfrågan på näringslivets produkter. Denna fördjupning av studien i förhållande till de ursprungliga planerna har medfört att den blivit avsevärt mera omfattande än vad som från början var avsikten. Men också inriktningen har förskjutits till först och främst tre problemkomplex: Det är för det första fråga om en analys av arbetsmarknadens funktionssätt, dvs av vilka faktorer som förklarar den konjunkturella variationen i arbetskraftstalet och antalet sysselsatta. För det andra genomförs en analys av användandet av den registrerade arbetslösheten som ett mått på ekonomisk-politisk måluppfyllelse. För det tredje, slutligen, används den i studien estimerade modellen för en utvärdering av hur den förda ekonomiska politiken påverkat arbetsmarknaden.

1.3 Teoretisk utgångspunkt

I den teoretiska analysen kommer jag att utgå från modellen för en perfekt marknad. Uttryckt i arbetsmarknadstermer kan denna modell grafiskt beskrivas enligt figur 1.1.

Figur 1.1 Arbetsmarknaden som en frikonkurrensmodell.



Beteckningar i figuren:
w genomsnittlig real arbetslön per timme.
w* reallön per timme vid jämvikt på marknaden.
L* arbetskraftsutbud.
N* arbetskraftsefterfrågan.

Arbetslöshet uppstår enligt denna modell endast om lönen ligger ovanför jämviktsnivån. På den perfekt fungerande marknaden är lönen helt flexibel och skapar jämvikt. Enligt denna modell kan arbetslöshet förklaras med

"felaktig" lönesättning, exempelvis på grund av monopolprisbildning, löne-rigiditet etc. För att lönens jämviktsskapande funktion skall uppfyllas förutsätter modellen att såväl arbetsgivare som arbetstagare har fullständig information om arbetsmarknaden, att inga regionala eller yrkes-(utbildnings-)mässiga hinder föreligger, och att lönerna sätts individuellt och automatiskt anpassas till marknadsutvecklingen. Kort sagt att arbetskraften är fullständigt homogen och lönen fullständigt flexibel. Dessa förutsättningar är knappast uppfyllda i verkligheten, varför den allstädes närvarande arbetslösheten kan förklaras som friktionsbetingad (sök-, vänte-, köarbetslöshet) eller strukturellt betingad.[9]

I den neoklassiska teorin betraktas företagens arbetskraftsefterfrågan och hushållens arbetsutbud som valhandlingsteoretiska problem. Givet postulatet om vinstmaximering kommer företagets produktionsfaktorefterfrågan att bestämmas av produktionsfunktionens form och faktorpriserna.[10] Denna modell kan sägas svara mot ett verkligt företags planeringsproblem *ex ante*, dvs när produktionsanläggningen ännu befinner sig på ritbordet. Efterfrågan i neoklassisk mening, N^*, kan därför uppfattas som ett långsiktigt begrepp. För att anpassa denna ansats till en analys av företagens kortsiktiga arbetskraftsefterfrågan har jag funnit det nödvändigt att införa tre antaganden.[11]

Det första antagandet är att företagets möjligheter att substituera produktionsfaktorerna reduceras när en produktionsanläggning väl är uppförd. I extremfallet är input-output-koefficienterna helt fixa, dvs substitutionsmöjligheterna har upphört. Den givna produktionsstrukturen och substitutionsmöjligheterna bestämmer följaktligen den tekniskt möjliga sysselsättningsnivån i varje tidpunkt. Den potentiella sysselsättningsnivån i ekonomisk mening, N^c, påverkas förutom av denna tekniska restriktion även av de enskilda produktionsanläggningarnas förmåga att vid rådande marknadslöner dra till sig arbetskraft.

Det andra antagandet är att företagen möter oplanerade försäljningsförändringar med anpassning av produktionen och inte priserna. Detta antagande om en kortsiktig prisrigiditet är vanligt i neokeynesiansk analys.[12] Med utgångspunkt från detta antagande är det möjligt att definiera arbetskraftsefterfrågan i kortsiktig bemärkelse, N^v, som det mot en given produktionsvolym svarande arbetskraftsbehovet.

Det tredje antagandet är att företagen inte omedelbart anpassar den faktiska arbetsstyrkan, N, mot den kortsiktiga jämviktsbanan, N^v, på grund

[9] Jämför Phelps (1972) kap. 1, Siven (1975) kap. 1.

[10] Produktionsfunktionen definierar den tekniska optimaliteten, jämför kapitel 3.2 nedan.

[11] Med kort sikt avses att produktionen är given, med medellång eller konjunkturell att produktionskapaciteten är given.

[12] Jämför exempelvis Barro-Grossman (1976), Malinvaud (1977).

av att förändringar i arbetsstyrkan är förknippat med kostnader, t ex inskolningskostnader och avgångsvederlag. Står företaget inför en väntad obalanssituation där $N^{Q} > N$ måste företagsledningen välja mellan alternativen att öka övertidsuttaget eller nyanställa, och där $N^{Q} < N$ mellan alternativen att minska utnyttjandegraden för de anställda (s k labor hoarding) eller att minska antalet anställda.

Även arbetsutbudet kan analyseras som ett valhandlingsteoretiskt problem. Givet postulatet att individerna handlar rationellt kan individens arbetsutbud således antas bestämmas i valet mellan å ena sidan en av arbetslönens storlek bestämd konsumtion av varor och tjänster och å andra sidan ledighet.

I den neoklassiska modellen bestämmer reallönen individernas arbetsutbud. På den verkliga arbetsmarknaden har emellertid individerna vanligtvis mycket små möjligheter att själva påverka längden på sin arbetstid. För den enskilde individen blir följaktligen utbudskurvan reducerad till en eller möjligen två punkter. Detta talar för att den neoklassiska utbudskurvan för arbete — i likhet med den neoklassiska efterfrågekurvan — i en dynamisk analys måste betraktas som ett långsiktigt optimum.

I verkligheten begränsas individernas valmöjligheter också av bostadsort, utbildning, tidigare yrkeserfarenhet och inte minst av familjehänsyn. Ytterligare antaganden måste därför införas för att anpassa modellen till rådande institutionella förhållanden.

I den traditionella ansatsen brukar arbetsutbudet betraktas som ett individuellt valhandlingsproblem, där det för individen gäller att finna en optimal avvägning mellan fritid och konsumtion av marknadsvaror. Detta innebär enligt min mening en olämplig infallsvinkel i en empirisk kortsiktsanalys varför jag i stället har valt att följa Mincer (1962) och anta att arbetsutbudet kan behandlas inom ramen för en hushållsmodell, i vilken förutom de ovan diskuterade handlingsalternativen även hushållsarbete och studier analyseras.

Jag inför vidare antagandet att inom hushållets ram har mannen — på grund av de institutionellt givna könsrollsmönstret i utbildnings- och yrkesval, kvinnans påtvingade avbrott i yrkeslivet på grund av barnafödande osv — komparativa fördelar i förvärvsarbete. Detta medför att det kan vara relevant att tala om en dual arbetsmarknad, där ett s k A-lag bestående av män mellan 25 och 54 år, är starkt knutna till arbetsmarknaden, medan de som tillhör det s k B-laget, dvs kvinnor, ungdomar och äldre, både på grund av strukturella och konjunkturella skäl kan tvingas stå utanför arbetskraften. Den bakomliggande orsaken är i detta fall inte att den potentiella lönenivån är för låg utan brist på arbetstillfällen; sannolikheten att erhålla ett jobb bedöms inte svara mot sökkostnaden.

Genom att införa dessa antaganden kan tre utbudsbegrepp definieras representerande olika abstraktionsnivåer. L^{*} kan betraktas som hushållens

önskade arbetsutbud. L^C det arbetsutbud som hushållen realiserar vid fullt kapacitetsutnyttjande i ekonomin och L det faktiska arbetsutbudet. Är den strukturellt betingade dolda arbetslösheten lika med noll kommer L^C att sammanfalla med L^*. L^* är med andra ord det potentiella arbetskraftstalet. Differensen mellan det faktiska arbetskraftstalet, L, och L^C kan vidare definieras som en konjunkturellt betingad dold arbetslöshet.

Definitionsmässigt gäller följande samband mellan det empiriska arbetslöshetsbegreppet, U, enligt ekvation 1.1 och den teoretiska begreppsapparat jag ställt upp ovan:

$$U = (L^*-N^C) - (L^*-L^C) - (L^C-L) + (N^C-N^Q) + (N^Q-N) \qquad 1.2$$

där $L^* \geqslant N^C$, $L^* \geqslant L^C$, $L^C \geqslant L$ och $N^C \geqslant N^Q$.

Den första termen i högerledet svarar mot det strukturella kapacitetsgapet uttryckt i genomsnittliga årsarbeten. Den andra och den tredje termen representerar dold arbetslöshet av strukturellt respektive konjunkturellt slag. (N^C-N^Q) uttrycker den konjunkturella arbetslösheten medan (N^Q-N) svarar mot en kortsiktig brist på anpassning; är termen positiv innebär det att företagen har ett större övertidsuttag än normalt och vi kan tala om en konjunkturell friktionsarbetslöshet, när $N>N^Q$ talar vi om labor hoarding i företagen.

Arbetslöshet implicerar en ojämviktssituation. Den analysapparat jag har ställt upp definierar tre olika jämviktsbegrepp, ett långsiktigt, ett konjunkturellt och ett kortsiktigt. Jämvikt i den långsiktiga, s k strukturella bemärkelsen innebär att $w_i = w_i^*$, där i står för varje tänkbar delmarknad. Jämvikt i den konjunkturella bemärkelsen att den faktiska produktionsnivån, Q, är lika med den potentiella, Q^C, och jämvikt i den kortsiktiga att $N = N^Q$.[13] (Jämför tabell 8.2.)

1.4 Studiens uppläggning samt sammanfattning av resultaten från den empiriska analysen

I kapitel 2–6 analyseras företagens arbetskraftsefterfrågan teoretiskt och empiriskt. Denna analys inleds i *kapitel 2* med en diskussion av de faktorer

[13] Q^C = potentiell produktion vid ett från ekonomisk synpunkt effektivt utnyttjande av produktionsapparaten. Q^C innebär således ej maximalt möjlig produktion i fysisk mening.

Distinktionen kort- och långsiktig jämvikt bygger på antagandet att företagen anpassar produktionen och sysselsättningen relativt snabbt till förändringar i efterfrågan på företagets produkter, medan anpassningen av pris- och lönenivåer tar väsentligt längre tid. (Jämför kapitel 2 nedan.)

som styr företagens kortsiktiga sysselsättningspolitik, givet den förväntade försäljningsutvecklingen. Den teoretiska grunden för analysen av företagens efterfrågan på arbetskraft utgörs av en kostnadsminimeringsmodell. Med hjälp av en dynamisk optimeringsansats härleds en kortsiktig sysselsättningsfunktion för näringslivet. Kapitlet avslutas med en diskussion om möjligheten att endogenisera anpassningskostnaderna.

Syftet med *kapitel 3* är att med utgångspunkt från en mikroproduktionsfunktion med fixa input-output-koefficienter specificera ett funktionssamband mellan en exogent given produktionsvolym och produktionsfaktorinsatsen av arbete (uttryckt i timmar) på aggregerad nivå. Här diskuteras tre alternativa sätt att specificera detta samband. Det första är att anta fixa koefficienter även på aggregerad nivå, vilket kan tolkas så att det normala konjunkturmönstret med stigande produktivitet i näringslivet under en konjunkturuppgång – tvärtemot implikationerna av den traditionella teorin – är en följd av att företagen under lågkonjunkturer vanligtvis har en i förhållande till den löpande produktionen för stor arbetsstyrka (s k labor hoarding). I de två andra specifikationerna av det aggregerade produktionssambandet har jag antagit att input-output-koefficienten är variabel. Jag har prövat två ansatser, dels att den är en funktion av kapacitetsutnyttjandegraden, dels en funktion av aggregatets sammansättning.

De hypoteser som ställs i kapitel 3 testas ekonometriskt i *kapitel 4*. Dessa estimationsförsök ger för industrisektorn stöd för hypotesen att elasticiteten för arbetsinsatsen m.a.p. förändringar i outputvolymen är större än ett när den konjunkturmässiga variationen i aggregatets sammansättning rensats bort. Detta kan tolkas så att industrin i överensstämmelse med teorin vid en stigande produktion har avtagande avkastning på marginalen för produktionsfaktorn arbete givet kapitalinsatsen.

I ekonometriska konjunkturanalyser brukar man normalt anta att företagens optimala arbetstidsuttag per anställd kan skattas med en trend. Detta är emellertid tillfredsställande endast om den för företaget exogent givna normalarbetstiden per anställd kan antas utvecklas oberoende av konjunkturen. De ekonometriska test som görs i *kapitel 5* ger inte stöd för en sådan hypotes, utan indikerar en konjunkturellt betingad variation i frånvarotal och i arbetsstyrkans sammansättning, vilket måste påverka normalarbetstidens utveckling.

I *kapitel 6* estimeras aggregerade sysselsättningsfunktioner för industrin och övriga näringslivet. De genomförda estimeringarna pekar mot att den genomsnittliga tid det tar för ett företag att anpassa antalet anställda till förändringar i försäljningsplanerna, under observationsperioden, för industrisektorn legat strax över två kvartal och för övriga näringslivet strax under. Estimeringarna ger också stöd för hypotesen att en minskning av antalet aktivt arbetssökande leder till en förlängning av dessa anpassningstider. Under observationsperioden har den registrerade arbetslösheten varierat

med i runda tal 40 tusen mellan hög- och lågkonjunkturerna. Detta variationsområde implicerar för industrisektorn en 15 à 20 procentig förlängning av den genomsnittliga anpassningstiden när konjunkturen skiftar från ett normalläge till ett högkonjunkturläge. Anpassningstidens variationsområde är väsentligt mindre för övriga näringslivet.

Slutligen har jag i detta kapitel också försökt uppskatta hur de nya arbetsmarknadslagarna – trygghetslagarna och medbestämmandelagen – påverkat anpassningstiden. Dessa estimeringar pekar på att anpassningstiden efter 1974 mer än fördubblats i jämförelse med perioden före.

I *kapitel 7* analyseras hushållens arbetsutbud teoretiskt, och med utgångspunkt från den teoretiska modellen härleds en ekvation för det aggregerade arbetskraftstalet.

Arbetskraftstalets utveckling bestäms av befolkningstillväxten och av ekonomiska och institutionella faktorer. Befolkningstillväxten i sin tur bestäms av den naturliga befolkningsökningen och nettoimmigrationen. Den förra faktorn har jag antagit exogent given.

När det gäller arbetskraftstalets utveckling under observationsperioden kan tre viktiga karaktärsdrag urskiljas, vilka alla fångas i den estimerade modellen. Således förklaras nedgången i relativa arbetskraftstalet fram till 1967–68 av att andelen män i åldersgruppen 25–54 år minskade. Den snabba expansionen fr.o.m. 1973 förklaras av den snabba reallönetillväxten som skedde under den senaste konjunkturuppgången, till följd av låglönesatsningar och införandet av den obligatoriska särbeskattningen. Slutligen ger variationen i arbetskraftsefterfrågan en tillfredsställande förklaring till den konjunkturella svängningen i arbetskraftstalet.

Syftet med *kapitel 8* slutligen är att kritiskt diskutera det senaste decenniets ekonomiska politik visavi arbetsmarknaden. Utgångspunkten för denna diskussion är den modell av arbetsmarknadens funktionssätt som estimerats i de föregående kapitlen.

I den ekonomisk-politiska debatten spelar, vilket diskuterats ovan, den registrerade arbetslösheten rollen som mått på måluppfyllelse i sysselsättningspolitiken. Den begreppsapparat som ställts upp och de estimeringar som gjorts i föregående kapitel tas här som utgångspunkt för en kritisk diskussion av detta mått.

I kapitlet diskuteras också orsakerna till några av utvecklingstendenserna på arbetsmarknaden under det senaste decenniet. Denna diskussion sker i termer av konjunktur- och strukturarbetslöshet.

Vare sig arbetslösheten är strukturellt eller konjunkturellt betingad är den ett uttryck för ledig produktionskapacitet, dvs ett samhällsekonomiskt resursslöseri, och följaktligen också ett uttryck för behov av ekonomisk-politiska insatser.[14] En vinst med att göra denna distinktion mellan struktu-

[14] Detta innebär emellertid inte att all arbetslöshet måste innebära ett samhällsekono-

rell och konjunkturell arbetslöshet ligger på det ekonomisk-politiska planet, då dessa båda slag av arbetslöshet har motsatta ekonomisk-politiska implikationer.

Arbetslösheten som en indikation på välfärdsproblem kan analyseras på olika nivåer. Arbetslöshet medför vanligtvis inkomstbortfall för individ och hushåll. Kanske viktigare än denna materiella standardsänkning torde dock de på arbetslöshet följande sociala problemen vara, exempelvis en p g a arbetslösheten skapad osäkerhetskänsla och förlorad social kontakt. Man brukar tala om att "arbete har ett värde i sig."

Hur ambitionsnivån i den ekonomiska politiken visavi arbetsmarknaden utvecklats under det senaste decenniet kan bedömas från flera synpunkter. I slutkapitlet kommer diskussionen att föras både utifrån stabiliseringspolitisk utgångspunkt och med utgångspunkt i social- och allokeringspolitik.

De viktigaste slutsatserna av analysen i detta kapitel är att den nya arbetsmarknadspolitiken — trygghetslagarna, medbestämmandelagen och Åslingdoktrinen — inte haft enbart positiva konsekvenser. Den har även medfört negativa som lägre produktivitetstillväxt och ökad utslagning från arbetsmarknaden.

1.5 Datakällor m m

Den ekonometriska analysen i denna studie har gjorts på säsongrensade kvartalsdata.[15] Analysen har genomförts på aggregerad nivå, dock har produktionssidan uppdelats i industri, övrigt näringsliv (exkl. jordbruk) och offentlig sektor.[16] Dataunderlaget för estimeringarna har hämtats från officiella statistikkällor som nationalräkenskaperna, arbetskraftsundersökningarna och industristatistiken.[17]

miskt resursslöseri; den s k sökarbetslösheten, vilken är en del av vad jag benämnt friktionsarbetslöshet brukar betraktas som en investering i framtida välfärd, d v s i en förbättrad resursallokering (se exempelvis Phelps 1972, speciellt kap. 4).

[15] Säsongrensningsprogrammet bygger på en metod utvecklad av E. Ruist, Ruist (1963). För en kritik av användandet av säsongrensade data se Fair (1969) s. 20 ff.

[16] Industri SNI 2000 och 3000, övriga näringslivet 4-9000. Den offentliga sektorn och jordbrukssektorn betraktas som exogent givna.

[17] Estimeringarna har genomförts på UDAC med hjälp av ett program för regressionsanalys, AUTO, som utarbetats av M. Morris och R. Rasche samt utvecklats av Ö. Wretblad. Med detta program är det inte möjligt att genomföra skattningar vare sig av ickelinjära modeller eller av simultana system.

Appendix 1 Beteckningssystemet

Variabelbeteckningarna definieras i texten när de dyker upp. För att underlätta läsandet har jag gjort en sammanställning av de viktigaste variablerna:

AKH	= företagens labor hoarding uttryckt i antal personer
AMS	= antal sysselsatta i beredskapsarbete, skyddad verksamhet, arkivarbete och omskolningskurser (exkl. "25-kronan")
AMU	= antalet personer i arbetsmarknadsutbildning
B	= befolkningen i arbetsför ålder
C	= kostnader
CP	= total privat konsumtion
E	= export av färdigvaror
F	= genomsnittlig frånvaro i timmar
FP	= antal förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl
H	= genomsnittligt arbetstidsuttag per anställd enligt lönebeskedet
HA	= avtalsmässig arbetstid per anställd
HP	= genomsnittligt produktivt arbetstidsuttag per anställd
HS	= genomsnittlig arbetstid enligt avtal korrigerad för normal frånvaro (normalarbetstid)
HX	= genomsnittligt antal övertidstimmar
IB	= totala bruttoinvesteringar i anläggningar och bostäder
IE	= maskininvesteringar
K	= kapitaltimmar
L	= antalet personer som tillhör arbetskraften (arbetskraftstalet)
La	= latent arbetssökande enligt Aku
LH	= faktiskt arbetsutbud i timmar
N	= antal anställda (sysselsatta)
NH	= antal arbetstimmar som lön utbetalats för
NHR	= labor hoarding-andelen av NH
NHT	= total arbetsinsats i timmar
NHTJ	= tjänstemannadelen av NH
NHU	= anställdas under inskolning bortfall av produktiv arbetstid i procent av NH
NXH	= övertidsandelen av NH
p	= pris
Q	= produktionsvolym (förädlingsvärde)
r	= ränta
S	= försäljningsvolym
t	= tidstrend
ta	= arbetsgivaravgift i procent
Tr	= transfereringar
Tx	= hushållens totala inkomstskatt
tx	= skattesats
U	= antal registrerade arbetslösa
Ud	= dold arbetslöshet
V	= antalet lediga platser
W	= real inkomst
w	= genomsnittlig real arbetslön per timme
WT	= hushållens totala reala lönesumma
a	= input output-koefficient

De viktigaste indexen är:

Toppindex

C = fullt kapacitetsutnyttjande i konjunkturell bemärkelse
f = förväntad
p = planerad
Q = optimum vid given produktionsnivå
* = optimum vid rådande marknadspriser

Fotindex

A = "A-laget" (primary workers)
B = "B-laget" (secondary workers)
K = konjunkturell
k = kvinnor
M = industri
Ma = industri, arbetare
Mt = industri, tjänstemän
m = män
N = övriga näringslivet
NHR = labor hoarding
NHX = övertid
O = offentlig sektor
P = privat sektor
S = strukturell

Statistiska symboler:

$\bar{R}^2$ = determinationskoefficient korrigerad för frihetsgrader
DW = Durbin-Watson index
ρ = första gradens autokorrelationskoefficient
SE = medelfelet för residualtermen
r = produktmomentkorrelationskoefficienten

Parenteserna under de skattade koefficienterna uttrycker estimatets "t-värde".

2 Härledning av näringslivets sysselsättningsfunktion

2.1 Förutsättningar för analysen

Syftet med den första delen av denna studie, d v s kapitel 2–6, är att analysera företagens kortsiktiga efterfrågebeteende på arbetsmarknaden, samt att estimera ekvationer för antalet sysselsatta i industrin och i övriga näringslivet. Efterfrågan på arbetskraft i offentliga sektorn antas vara exogent given.

I detta kapitel kommer jag inledningsvis att diskutera vilka faktorer som kan antas påverka företaget i valet av kortsiktigt sysselsättningsmål, N^Q. Därefter kommer jag att diskutera vad det är för faktorer, som avgör hur snabbt företaget söker anpassa den faktiska arbetsstyrkan, N, mot den optimala, N^Q. Slutligen kommer jag med utgångspunkt från dessa diskussioner att ställa upp en kostnadsmodell från vilken företagets kortsiktiga sysselsättningsfunktion kan härledas analytiskt.

Som startpunkt för analysen av företagets kortsiktiga arbetskraftsefterfrågan är det nödvändigt att göra vissa antaganden.

Det första antagandet jag skall göra är att företagens möjligheter att substituera olika produktionsfaktorer upphör när produktionsanläggningen väl är uppförd. Den produktionsteoretiska grunden för en sådan ansats är den s k "putty-clay-modellen", i vilken antas att företaget i den långsiktiga utbyggnaden av produktionskapaciteten fritt kan välja produktionsteknik med utgångspunkt från den förväntade framtida utvecklingen av relativa faktorpriset, d v s lönekostnaden i förhållande till kapitalkostnaden. När produktionsanläggningen väl är uppförd antas däremot produktionstekniken vara given, och att det råder ett linjärt samband mellan produktionsvolym och tekniskt optimal arbetsinsats i den enskilda produktionsprocessen.[1]

I det kortsiktiga perspektivet är företagets produktionskapacitet given och produktionsvolymens utveckling bestämmer arbetskraftsbehovet.

Det andra antagandet jag skall göra är att företagen möter oplanerade fluktuationer i försäljningen med anpassning av produktionen och inte priserna. Detta antagande om kortsiktig prisrigiditet är grundläggande för den neokeynesianska analysen, och motiveras exempelvis hos Malinvaud både

[1] Den produktionsteoretiska modellen behandlas i kapitel 3.

med att det är fråga om ett institutionellt faktum och med att det i en värld som präglas av osäkerhet samt närvaro av informations- och transaktionskostnader kan härledas från antagandet om rationellt beteende hos företagarna.[2]

Låt oss därför anta att företagens prispolitik bygger på någon slags påläggskalkyl, och att detta förklaras av att företagen genom att tillämpa en s k administrativ prissättning kan undvika de kostnader som följer på alltför täta prisvariationer.[3]

Givet att företagets beteende på varumarknaden kan karaktäriseras som kvantitetsanpassning i det kortsiktiga tidsperspektivet, kommer försäljningsvolymens utveckling att vara bestämmande för företagets kortsiktiga produktionsplanering. Det enklaste sättet att föra in detta samband mellan försäljningsvolym och produktion i modellen är att anta att företaget har ett fixt försäljningsmål, vilket alltid uppnås och att den planerade produktionen omedelbart anpassas till det förväntade försäljningsmålet.

I sinnevärlden visar emellertid företagens försäljning stora och ofta oförutsebara fluktuationer och det är därför inte möjligt för företagen att göra säkra bedömningar av den framtida försäljningsutvecklingen. En statisk förväntningsmodell, d v s hypotesen att företagen förväntar att den nuvarande försäljningsvolymen inte skall förändras i framtiden, innebär därför en otillfredsställande abstraktion, men är även otillfredsställande ur ekonometrisk synvinkel.[4]

Teoretiskt sett blir dock optimeringsproblemet avsevärt mer komplicerat om man antar att företagets målformulering kontinuerligt revideras. Vad gäller den empiriska tillämpningen av en sådan ansats, hävdar emellertid Tinsley att "... an uncertain future does not substantially complicate the specification. Certain knowledge of future is replaced by conditional expectations on forward events. . .".[5] Innebörden av detta är att förväntade framtida värden på den exogena variabeln kan approximeras med ett glidande medelvärde ("distribuerad lag") över dess historiska utveckling. En sådan specifikation, "... with the values of stochastic variables replaced by their conditional expectations is likely to prove greatly superior from an empirical point of view to any model based on the assumption of static expectations."[6], vilket enligt Nerlove i sig är ett tillräckligt motiv för användandet av en sådan ansats.

[2] Malinvaud (1977) s. 10.

[3] Jämför Calmfors-Lundberg (1974) s. 75 ff och Malinvaud (1977) s. 10 f.

[4] "... the theory becomes seriously incomplete for econometric purposes because it does not contain any statement of the way in which these expectations of future values are related to variables which can be observed." Nerlove (1972) s. 226. I kapitel 6.3 redovisas en modell att endogenisera företagets kortsiktiga produktionsplanering. Jämför även Phelps (1972) s. 48.

[5] Tinsley (1970) s. 485.

[6] Nerlove (1972) s. 239.

Det vanliga sättet att operationalisera en förväntningsmodell är att utgå från hypotesen om "förväntningsjämkning" (adaptive expectations). Innebörden av denna modell redovisas i kapitel 6.3 nedan.

Det är vidare orealistiskt att förutsätta att företaget (inom ramen för den givna produktionskapaciteten) omedelbart kan anpassa produktionen till den förväntade försäljningsutvecklingen. På grund av anpassningskostnader utsträcks sannolikt denna process över en längre tidsperiod. I kapitel 6.3 diskuteras hur denna hypotes om partiell anpassning (partial adjustment) dels kan härledas från en enkel kostnadsmodell, dels hur denna modell kan integreras med den dynamiska förväntningsansatsen.

En viktig implikation av den produktionstekniska ansats ("putty-clay-modellen") på vilken analysen bygger är att det enskilda företaget när det väl har fastställt produktionsplanen för den kommande planeringsperioden därigenom också fixerat den mot detta produktionsmål svarande tekniskt optimala insatsen av produktionsfaktorn arbete, $(NH)^Q$.[7]

Denna tekniskt optimala arbetsinsats, $(NH)^Q$, kan uttryckas som en produkt av antalet anställda, N, och den genomsnittliga produktiva arbetsinsatsen per anställd, HP. Följaktligen måste också gälla att:

$$\frac{(NH)^Q}{HP} \equiv N \qquad 2.1$$

Givet $(NH)^Q$ kan naturligtvis N och HP variera, dvs $(NH)^Q$ kan erhållas genom olika kombinationer av N och HP. Jag skall emellertid anta att det finns ett $HP = H^Q$ som ger en ur kostnadssynpunkt optimal sysselsättningsnivå, N^Q. Definitionsmässigt gäller således:

$$\frac{(NH)^Q}{H^Q} \equiv N^Q \qquad 2.2$$

Syftet med nästa avsnitt är att ge ett analytiskt stöd för det senare antagandet eller med andra ord visa att ett $HP \neq H^Q$ inte kan innebära kostnadsminimum.

2.2 Företagets kostnader förknippade med förändringar av arbetsinsatsen per arbetstagare

Genom avtal har en standardarbetstid per arbetstagare och tidsenhet fastställts. Utöver denna ordinarie arbetstid kan arbetsgivarna beordra över-

[7] Begreppet tekniskt optimal definieras utifrån produktionsfunktionen (se kapitel 3). På kort sikt kan faktoranvändningen avvika från den tekniskt optimala p g a anpassningskostnader.

tidsarbete. För denna extra arbetstid måste övertidsersättning utbetalas. Tar företaget däremot ut mindre faktisk arbetstid är det ändå skyldigt att betala ut lön för en arbetstid motsvarande den avtalade. En differens mellan det produktiva arbetsuttaget per anställd, HP, och den ordinarie arbetstiden, HA, medför således extra kostnader för företaget.[8]

$HP > HA \rightarrow C_{NHX}$ (övertidskostnader)
$HP < HA \rightarrow C_{NHR}$ (labor hoarding-kostnader)

Med utgångspunkt från ett likartat resonemang drar Fair[9] slutsatsen att det vid en given produktionsnivå optimala arbetstidsuttaget per arbetstagare, H^Q, är lika med det avtalsmässigt bestämda, HA. En sådan slutsats förutsätter emellertid att företaget har en homogen arbetsstyrka, ett villkor som knappast är uppfyllt i verklighetens företag med många starkt specialiserade arbetsuppgifter. Det förefaller därför sannolikt att övertid och labor hoarding inte är varandra uteslutande i ett kostnadsminimerande företag (se vidare kapitel 5).

I den svenska arbetstidslagen medges arbetsgivaren rätt att ta ut övertid dels i nödfallssituationer, dels för utförande av s k allmänt eller extra övertidsarbete.[10] När förutsättningar finns för övertidsuttag avgörs av arbetsgivaren. Arbetsgivaren har tidigare kunnat ta upp till 200 timmar allmän övertid per arbetstagare och år (numera 150 timmar).[11] Dessutom kan tillstånd till extra övertidsuttag meddelas av arbetarskyddsstyrelsen.

Det teoretiska utrymmet för variation av den faktiska arbetstiden som arbetsgivaren, genom denna lagfästa rätt till övertidsuttag, har möjlighet till motsvarar nära 10 % av den ordinarie arbetstiden. I verkligheten begränsas det potentiella maxuttaget genom arbetstagarnas ovilja att jobba övertid, vilket bl a kan antas vara en följd av skattesystemets utformning. Detta gäller speciellt de ur övertidssynpunkt mest attraktiva arbetstagarna, vilka samtidigt sannolikt också har den bästa potentiella arbetsmarknaden vid en eventuell uppsägning och därför svårligen kan tvingas ta alltför mycket extra övertid.

Det faktiska övertidsuttaget har inte ens under högkonjunkturåret 1969 kommit upp till 3 % (enligt industristatistiken).[12] Detta beror naturligtvis inte enbart på arbetstagarnas motvilja mot extra arbete utan förklaras an-

[8] Jag har i denna diskussion ej tagit hänsyn till den normala genomsnittliga frånvaron (se vidare kapitel 5).

[9] Jämför Fair (1969) s. 8.

[10] Jämför SOU 1968:66 s. 28 f. och 50 ff.

[11] Maxuttaget sänktes 1.1.1971 från 200 till 150 timmar. Prop. nr 5 1970.

[12] Industristatistikens övertidsbegrepp är vidare definierat än arbetstidslagens, varför industristatistikens övertidstal kommer att ligga något högre än övertidsuttaget i lagens mening. SOU 1968:66 s. 51.

tagligen också av att övertidsarbete är relativt sett dyrbart för arbetsgivaren. Kostnaden för övertidsarbete kan dessutom antas vara större på marginalen än i genomsnitt, beroende på det sätt övertidstillägget beräknas. Således betalas enligt verkstadsavtalet ett 35%-igt tillägg för 2 övertidstimmar i anslutning till den ordinarie arbetstiden, ett 50%-igt för övrig tid utom för arbetsfria lördagar samt sön- och helgdagar, då ersättningen är 70 respektive 100 %.[13]

Den slutsats man kan dra av detta resonemang är att ju större det produktiva arbetstidsuttaget per anställd, HP, är i förhållande till det optimala, H^Q, desto snabbare stiger företagets övertidskostnader vid en ytterligare ökning av övertidsuttaget. (Se figur 2.1 nedan.)

Tar företaget å andra sidan ut mindre produktiv arbetstid i genomsnitt per anställd än den optimala, uppstår kostnader för labor hoarding. Hur ett sådant beteende från företagets sida kan motiveras kommer jag nu att diskutera.

En allt mer tekniskt avancerad produktionsteknik och därmed större kapitalkostnad per arbetare tvingar företagen att ställa allt högre krav ifråga om specialkunskaper (vilket skall skiljas från den mera generella yrkesutbildningen) på de arbetare som skall handha maskinkapitalet. Ett sådant kunnande kräver långa upplärningstider. Arbete kan följaktligen inte betraktas som en homogen produktionsfaktor. Begreppet "humankapital" brukar användas för att beteckna dessa specifika kunskaper hos de enskilda arbetstagarna.[14]

I den moderna och empiriskt orienterade analysen av arbetsmarknaden har man sökt integrera humankapitalsynen på arbete genom att betrakta arbete som en s k kvasifix produktionsfaktor i den kortsiktiga modellen. Med kvasifix produktionsfaktor avses en faktor vars sysselsättning medför såväl rörliga som fasta kostnader.[15]

Eftersom arbetskraft ofta är en s k kvasifix produktionsfaktor kan före-

[13] Verkstadsavtalet 1970.

[14] Marshall införde begreppet kvasiränta som beteckning för ersättning till temporärt specialiserade resurser. Företagets kostnader för denna typ av resurser är ur det kortsiktiga produktionsperspektivet att betrakta som fasta. Möjligheten att variera insatsen av en produktionsfaktor är alltså sett ur företagets synvinkel en fråga om tidshorisont. Utifrån denna utgångspunkt brukar råvaror betraktas som en typiskt variabel produktionsfaktor; råvaruinsatsen antas variera i stort sett proportionellt mot ändringar i produktionens storlek. Även arbete har traditionellt räknats till de variabla produktionsfaktorerna, medan kapitalstocken i det kortsiktiga perspektivet ansetts utgöra en fast. Frisch (1946, s. 17) avviker i ett väsentligt avseende från ovanstående tradition i det att han antar att endast outbildad arbetskraft ur företagets synvinkel är att betrakta som en variabel produktionsfaktor; den specialutbildade arbetskraften behåller företagen ofta även om den för stunden inte kan beredas adekvat sysselsättning.

[15] Jämför Oi (1962) samt med den syn som genomsyrar flertalet artiklar i Phelps et al (1970).

taget inte utan avsevärda ekonomiska uppoffringar omedelbart anpassa arbetsstyrkan efter förändringar i efterfrågan. Det kan därför vara rationellt att under vissa tidsperioder förfoga över en arbetsstyrka som är större än vad den direkta produktionen kräver på kort sikt. Denna hypotes finner empiriskt stöd hos Nabseth (1961 s. 228): ". . . många svenska industriföretag, speciellt de som är belägna på landet, är mycket ovilliga att permittera arbetskraft både beroende på svårigheten att i en uppåtgående konjunktur skaffa arbetskraft och av moraliska hänsyn."[16]

Labor hoarding utgör inte endast en reservarbetsstyrka för att möta en väntad efterfrågeexpansion, det är också en arbetsstyrka som företaget under lågkonjunkturen kan utnyttja för att förbättra företagets utgångsläge inför den väntade konjunkturuppgången. Företaget kan utnyttja denna, från den direkta produktionen frigjorda arbetskraftsresurs, för produktion på lager eller för det reparations- och underhållsarbete som blivit eftersatt under föregående högkonjunktur samt för ombyggnad av gamla och intrimning av nya maskiner. Alla dessa åtgärder, vilka i det kortsiktiga perspektivet registreras som produktivitetsminskning eller labor hoarding, är naturligtvis på längre sikt produktivitetshöjande.[17]

Företagets kostnad för labor hoarding motsvaras av den produktivitetsminskning som uppstår till följd av detta alternativa utnyttjande av arbetskraften under en lågkonjunktur.[18] Denna kostnad kan antas växa i allt

[16] Motsvarande iakttagelse har även gjorts i andra länder. Jämför exempelvis Ball-St Cyr (1966) s. 18.

[17] Söderström (1972, s. 234) antar, om "reparations- och underhållshypotesen" gäller, att ökningstakten i arbetsproduktivitet och kvoten mellan reparation och underhåll av maskinkapital och de totala maskininvesteringarna samvarierar negativt, p g a att reparations och underhållsarbete kan betraktas som ett substitut till investeringar under en lågkonjunktur. Ett test på årsdata ger dock positiv korrelation varför hypotesen förkastas. Jämför man i stället den andel summan av reparationer och underhåll utgör av sektorprodukten för industrin med arbetsproduktivitetens ökningstakt, visar sig dessa serier ha en klart negativ korrelation; även denna jämförelse har gjorts på årsdata. Mot detta test kan emellertid också invändningar resas: t ex att det inte gjorts någon uppdelning mellan utifrån köpta reparations- och underhållstjänster och av företaget självt tillhandahållna.

Den sedan 1962 i "SOS: Industri" redovisade andelen av industriföretagens arbetsstyrka i underhållsarbete ger inte heller empiriskt underlag för att testa "reparations- och underhållshypotesen". Variationen i serien är liten, sannolikt p g a dels karaktären av årsdata, dels svårigheten att i företagen ange den procentuella andelen underhållsarbetare genomsnittligt sett för ett helt år. Det bör dessutom noteras att de ovan observerade reparations- och underhållsvariablerna inte täcker in intrimnings- och ombyggnadsarbete.

[18] För ett företag med differentierad produktion kan det jag benämner labor hoarding vidare uppstå till följd av att företagen under lågkonjunkturer tvingas acceptera order på mindre lönsamma produkter och p g a prisdeflateringssvårigheter i själva verket röra sig om ett statistiskt fenomen. Prisindex är beräknad som ett vägt genomsnitt för en grupp av, från produktionsteknisk synpunkt, likartade produkter. Flyttar företaget över produktionen till en produkt med lägre förädlingsvärde inom samma statistiska varugrupp och prisdeflatorn är densamma kommer resultatet vid en oförändrad faktisk produktionsvolym att registreras som en produktionsvolymminskning.

snabbare takt när den från direkt produktion frigjorda arbetsstyrkan ökar, p g a att företaget tvingas välja alternativa arbetsuppgifter med allt lägre produktivitet.

Utgångspunkten för ovanstående analys var att övertids- och labor hoardingkostnaderna kan uttryckas som funktioner av $(HP-H^Q)$. Utifrån denna analys kan man dra slutsatsen att övertidskostnaden, C_{NHX}, måste stiga i allt snabbare takt när HP växer i förhållande till H^Q och omvänt labor hoarding-kostnaden stiga i allt snabbare takt när HP faller i förhållande till H^Q. Det är med min vida labor hoarding-definition också tänkbart att labor hoarding-kostnaden kan vara negativ i en högkonjunktur genom att företagen t ex underlåter underhållsarbetet och härigenom kortsiktigt uppnår en produktivitet som är högre än den långsiktigt optimala. Det är däremot sannolikt att kurvan för övertidskostnaderna asymptotiskt sjunker till ett positivt värde när HP faller i förhållande till H^Q. Orsaken till detta är det ovan påpekade faktum att arbetsstyrkan har mycket specialiserade arbetsuppgifter, vilket gör att även i en lågkonjunktur med betydande labor hoarding måste övertidsarbete tas ut av vissa arbetstagare i nyckelställning.

Syftet med ovanstående diskussion har varit att visa att om det genomsnittliga produktiva arbetstidsuttaget per anställd, HP, avviker från det optimala, H^Q, så stiger företagets produktionskostnad per producerad enhet. Detta resonemang har emellertid också implikationer för antalet sysselsatta. Då den senare variabeln är den intressanta för den fortsatta analysen måste därför dessa implikationer analyseras.

Med utgångspunkt från ovan gjorda antaganden, ekvation 2.1 och 2.2 måste gälla att

$$\frac{N}{N^Q} = \frac{H^Q}{HP}$$

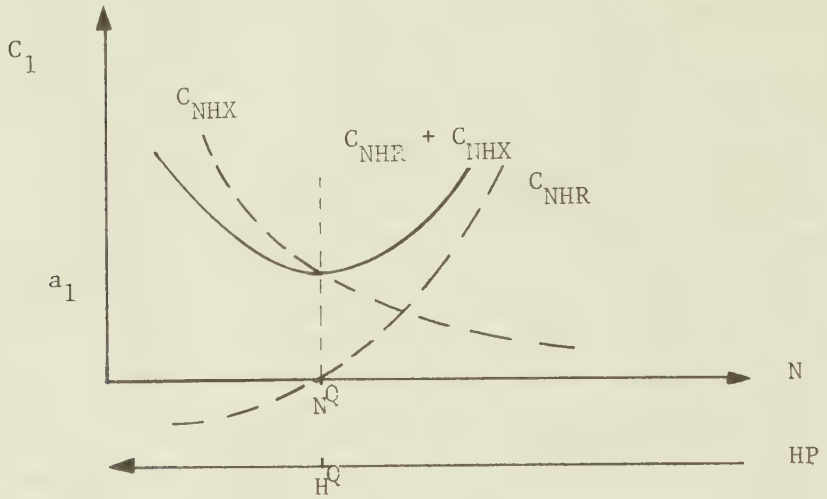
Sambandet mellan (N^Q-N) och $(HP-H^Q)$ kommer i det empiriskt sett intressanta variationsområdet för de endogena variablerna följaktligen att vara approximativt linjärt, varför övertids- och labor hoarding-kostnaderna även kan uttryckas som funktioner av (N^Q-N), d v s av skillnaden mellan optimal och faktisk arbetsstyrka.[19]

I figur 2.1 är modellen uttryckt i grafisk form.

[19] Den ursprungliga modellen kan skrivas $C_1 = a_1 + b(HP - H^Q)^2$. Definitionsmässigt (från ekvationerna 2.1 och 2.2) måste gälla att

$$(HP - H^Q) = \frac{HP}{N^Q}(N^Q - N), \text{ dvs } C_1 = a_1 + c_1 (N^Q - N)^2, \text{ där } c_1 = b\left(\frac{HP}{N^Q}\right)^2.$$

Figur 2.1 Företagets kostnader förknippade med förändringar av arbetsinsatsen per arbetstagare, C_1.



Beteckningar i figuren:
C_{NHX} = övertidskostnader.
C_{NHR} = labor hoarding-kostnader.
a_1 = normala övertidskostnader.
HP = produktivt arbetstidsuttag per anställd.
N = antal sysselsatta.

Företagets kostnader för övertid och labor hoarding bör om ovanstående modell är relevant kunna approximeras med en kvadratisk kostnadsfunktion av följande slag.[20]

$$C_1 = a_1 + c_1(N^Q - N)^2 \qquad 2.3$$

där a_1 och c_1 är parametrar.

2.3 Företagets kostnader förknippade med förändringar i arbetsstyrkans storlek

I den statiska neoklassiska modellvärlden antas ett friktionslöst resursflöde mellan alternativa sysselsättningar. För den tillämpade mikroteorin är detta antagande otillfredsställande.[21] Närvaro av sök- och transaktionskostnader

[20] Jämför Holt m fl (1960) s. 53 ff.
[21] Jämför exempelvis Henderson-Quandt (1958) s. 86–87 med Phelps et al (1970) eller Nerlove (1972) s. 228 f.

bildar i stället utgångspunkten för analysen.[22]

Till sökkostnaderna kan hänföras kostnader för rekryteringspersonal, resebidrag för platssökande samt annonseringskostnader. Det förefaller rimligt att anta att företagets sökkostnad är högre på marginalen än genomsnittligt bl a p g a att ett större rekryteringsbehov medför att de potentiella arbetstagarna måste sökas längre bort. Exempel på sådan dyr rekrytering på marginalen utgör olika företags rekryteringskampanjer i Finland och Jugoslavien.[23]

Till transaktionskostnaderna kan hänföras både kostnader förknippade med nyanställningar och nedskärningar av arbetsstyrkan. En utökning av arbetsstyrkan kräver nämligen, förutom de rena sökkostnaderna, exempelvis även kostnader för läkarundersökningar, administrativa kostnader för personalavdelningen och inte minst kostnader för introduktion, visning och upplärning. De senare kostnaderna består dels av instruktörkostnader, dels kostnader p g a att nyanställda har lägre arbetsproduktivitet och högre kassationsfrekvens än den genomsnittliga arbetsstyrkan. Dessa kostnader stiger naturligtvis absolut sett med antalet nyrekryterade. Två faktorer talar dessutom för att dessa kostnader blir relativt sett högre per nyanställd ju fler nyanställda som slussas in i produktionsapparaten per tidsenhet. Den nyanställda personalens genomsnittliga anpassningsförmåga till produktionsordningen inom företaget torde vara omvänt proportionell mot antalet nyanställda; det ligger ju i personalavdelningens intresse att hela tiden söka välja de ur företagets synvinkel mest lämpliga individerna. Vidare är företagets kapacitet av instruktörer begränsad, vilket också måste medföra ett sämre resultat på marginalen.[24]

I och med införandet av den s k Åman-lagen 1.7.1974 har de lagstadgade uppsägningstiderna förlängts. Detta kan ses som en ökad kostnad för företagen att säga upp anställd personal. Inte heller tidigare har emellertid

[22] I det statliga betänkandet, SOU 1974:13 s. 63, indelas företagets kostnader i samband med personalomsättning i tre huvudkategorier:
— rekryterings- och introduktionskostnader
— inlärningskostnader
— förlorade täckningsbidrag för fasta kostnader på grund av produktionsbortfall.

Den tredje kostnadsposten uppkommer dels p g a att det vid personalomsättning ofta uppstår ett glapprum mellan avgång och nyanställning dels genom att de nyanställda under inskolningsperioden har lägre produktivitet. Utifrån min utgångspunkt är det viktigt att göra en uppdelning av denna kostnadspost i kostnader förknippade med nyanställningar respektive ersättningsanställningar. Den senare kostnaden kan jämställas med motsvarande kostnader förorsakade av frånvaro och bör betraktas som exogen i ett kortsiktigt perspektiv.

[23] "Flera svenska företag ger lån på upp till 1000 kr (som i regel avskrivs om migranten stannar i företaget en viss tid). . .", SOU 1974:29 s. 426, Rehn (1977) s. 19 ". . . det kostar (vid Volvo) 30000 kr i nuvarande penningvärde om en man slutar och en ny måste anställas."

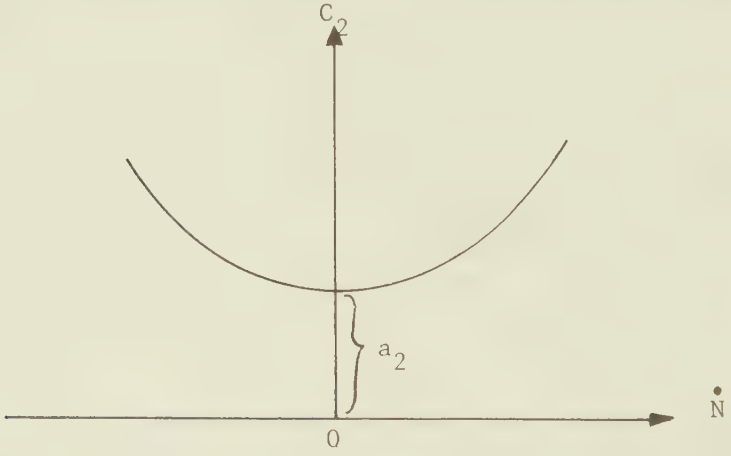
[24] Jämför Holt m fl (1960) s. 53.

personaluppsägningar kunnat göras utan betydande kostnader för företagen. Vid neddragningar av sysselsättningen har vanligtvis de senast anställda tvingats gå. Efter den normala inskolningsperioden har ofta dessa senast anställda genom bättre utbildning och lägre sjukfrånvaro högre arbetsproduktivitet än genomsnittet. Dessa torde dessutom vara en relativt lättrörlig arbetskraftsreserv, varför företagets sökkostnader vid återgång till full arbetsstyrka kommer att bli större än om företaget hade fullständig frihet att välja vilka som skall permitteras vid en konjunkturnedgång.[25]

Slutligen bör till ovanstående kostnader för förändringar i företagets arbetsstyrka även hänföras de kostnader i form av goodwill-förluster ett företag gör i samband med permitteringar av personal och vilka framgent negativt torde komma att påverka möjligheten att rekrytera främst lättrörlig och välutbildad arbetskraft.

Ovanstående resonemang implicerar en u-formad kostnadsfunktion, vilket illustreras i figur 2.2.

Figur 2.2 Företagets kostnader förknippade med förändringar i arbetsstyrkans storlek, C_2.



Beteckningar i figuren:
$\dot{N} = \partial N / \partial t$, där N står för antal anställda och t tiden.
a_2 = den fasta kostnaden för personalavdelningen.

Företagets kostnader för förändringar i arbetsstyrkan bör också kunna approximeras med en kvadratisk kostnadsfunktion enligt nedan.[26]

[25] Jämför Soligo (1966) s. 174 och Holt i Phelps et al (1970) s. 82.
[26] Jämför Holt m fl (1960) s. 52 f.

$$C_2 = a_2 + c_2 \dot{N}^2 \qquad 2.4$$

där $\dot{N} = \frac{\partial N}{\partial t}$, a_2 och c_2 är parametrar.

2.4 Härledning av anpassningsprocessen

Genom att väga kostnaden att förändra arbetsstyrkan, C_2, mot kostnaden att ha en sysselsättningsnivå som avviker från den optimala, C_1, kan företagets sysselsättningsfunktion härledas. Adderas kostnadsfunktionerna 2.3 och 2.4 ovan, vilka uttrycker företagets kostnader förknippade med respektive handlingsparameter, erhålls den relevanta kostnadsfunktionen för härledning av företagets kortsiktiga sysselsättningsfunktion:[27]

$$C = c_0 + c_1(N^Q - N)^2 + c_2 \dot{N}^2 \qquad 2.5$$

C är summan av C_1 och C_2 från ekvationerna 2.3 respektive 2.4 ovan, och parametern $c_0 = a_1 + a_2$.

Enklast härleds den ur kostnadssynpunkt optimala sysselsättningsnivån genom att ekvation 2.5 deriveras m a p N. Detta bygger dock på förutsättningen att den kontinuerliga variabeln $\dot{N}$ kan approximeras med $(N - N_{-1})$.

$$\frac{\partial C}{\partial N} = -2c_1 (N^Q - N) + 2c_2 (N - N_{-1}) = 0$$

$$N = \frac{c_1}{c_1 + c_2} N^Q + \frac{c_2}{c_1 + c_2} N_{-1} \qquad 2.6$$

En enkel manipulation av 2.5 ger:

$$\Delta N = c(N^Q - N_{-1}), \qquad 2.7$$

som visar den optimala anpassningshastigheten och där

[27] Kostnadsfunktionen, ekvation 2.5, är separabel och kvadratisk. Det förra antagandet innebär att anpassningsprocesserna för de olika produktionsfaktorerna bestäms var för sig, vilket följer på "putty-clay"-postulatet. Det senare antagandet, som naturligtvis *a priori* kan förefalla mycket restriktivt, har ändå befunnits, enligt Holt m fl:s grundläggande studie av företagets produktions- och sysselsättningsplanering, vara en fullt tillfredsställande approximation: "It turns out that fairly large errors in estimating the cost relations and approximating them with quadratic functions lead to relatively small differences in the decisions. These differences in the decisions lead to even smaller differences in the cost incurred when the rules are applied. Thus, we require only reasonable accuracy in estimating and approximating the cost relationships." Holt m fl (1960) s. 43 f. Jämför även Griliches (1967) s. 43.

$$c = \frac{c_1}{c_1 + c_2} \quad \text{och} \quad \Delta N = N - N_{-1}$$

Härledningen av en sysselsättningsfunktion enligt 2.7 är exempel på s k statisk optimering och bygger på förutsättningen att företaget genomför kostnadsminimeringen utifrån ett exogent givet och fixt produktions- och sysselsättningsmål, N^Q. Företaget antas göra en ny kostnadsminimering varje gång produktionsplanerna och därmed N^Q revideras.

Antag att företagets mål är att minimera kostnaderna över en planeringsperiod i stället för som ovan diskuterats i en given tidpunkt. Kostnadsfunktionen kan då formuleras som en tidsintegral:

$$C = \int_0^T e^{-rt} [c_0 + c_1 (N^Q - N)^2 + c_2 \dot{N}^2] \, dt \qquad 2.8$$

Med hjälp av dynamisk optimering kan en sysselsättningsfunktion, ekvation 2.9 härledas från kostnadsfunktionen, ekvation 2.8. (För den matematiska härledningen se appendix till detta kapitel.)

$$N - N_{-1} = \sqrt{c} \left[\frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c} - a} N^{Q^P} - N_{-1} \right] \qquad 2.9$$

Härledningen av denna dynamiska modell bygger i två avseenden på andra förutsättningar än den ovan diskuterade statiska ansatsen. Dels är optimeringsproblemet formulerat i dynamiska termer, dels har produktionsmålet antagits vara rörligt. Genom att förutsätta ett fixt produktionsmål kan lösningen av det dynamiska optimeringsproblemet radikalt förenklas.[28]

[28] Utgå från ekvation 2.8 och antag att $N^Q = \bar{N}^Q$ är konstant. Innebörden av detta är att företagen alltid planerar för en konstant outputnivå, d v s varje gång förväntningarna ändras, ändras även planerna. Planeringsperioden antas vara så kort att även produktivitetstillväxten kan negligeras.

Med detta antagande kommer integralen i ekvation 2.8 ej att innehalla t explicit och Euler's ekvation kan skrivas

$$f - \dot{N} f_{\dot{N}} = k$$

d v s $c_0 + c_1(\bar{N}^Q - N)^2 - c_2 \dot{N}^2 = k$

där k är en integrationskonstant.

En ur kostnadssynpunkt optimal anställningspolitik måste vidare ha egenskapen att $\dot{N} = 0$ när $N = \bar{N}^Q$. Detta randvillkor fixerar konstanten $k = c_0$. Denna lösning till differentialekvationen, där $N^Q = \bar{N}^Q$, har således en stationär partikulärlösning, varför $N^Q_t = N^Q_0$. Följaktligen kan ekvationen skrivas

$$N - N_{-1} = \sqrt{\frac{c_1}{c_2}} (\bar{N}^Q - N_{-1}) \qquad 2.10$$

där $\dot{N}$ har approximerats med $(N - N_{-1})$.

Sysselsättningsfunktionerna enligt ekvation 2.7 och 2.9 uttrycker, med utgångspunkt från ovan diskuterade kostnadsfaktorer, företagets optimala anpassning av antalet anställda mot en sysselsättningsnivå som svarar mot produktionsplanen. I den statiska modellen blir den optimala anpassningshastigheten $c_1/(c_1-c_2)$, i den dynamiska $\sqrt{c_1/c_2}$. En skillnad mellan de två dynamiskt specificerade ansatserna är att i den ena, ekvation 2.9, finns en koefficient framför N^Q, vilket implicerar att anpassningshastigheten är beroende av den förväntade tillväxttakten i N^Q, a. Detta är naturligtvis en följd av att ekvation 2.9 härletts från en modell där produktionsmålet antagits vara rörligt och 2.10 från en med fixt produktionsmål. Det är emellertid anmärkningsvärt att anpassningskoefficienterna i dessa båda modeller blir identiskt lika om $a = 0$, trots att ekvationerna härletts från modeller vilka bygger på olika antaganden vad gäller planeringsperiodens längd.

Ekvation 2.9 avviker alltså p g a koefficienten framför N^Q från den traditionella stockanpassningsmodellen. En fördel med den senare modellen är att den relativt enkelt går att specificera om med variabel anpassningshastighet. I nästa avsnitt skall jag diskutera en sådan ansats rent allmänt.

2.5 Endogena anpassningskostnader

Merparten av de i litteraturen förekommande ekonometriska sysselsättningsfunktionerna har härletts från en stockanpassningsansats enligt

$$\triangle N = c(N^Q - N_{-1}) \qquad 2.11$$

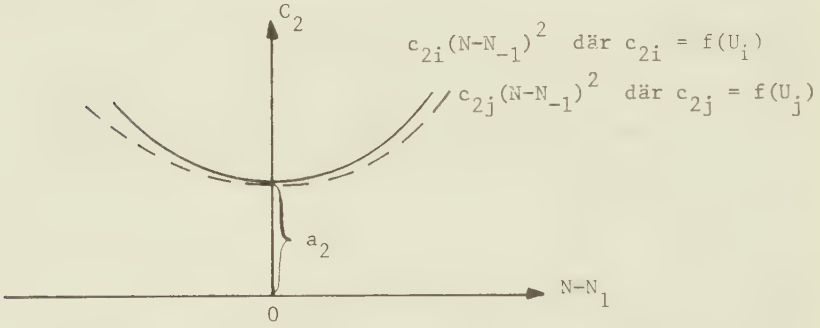
där parametern c är ett mått på anpassningshastigheten.[29] c antas vanligtvis vara en konstant, $0 < c < 1$. Detta är naturligtvis en otillfredsställande abstraktion om det *a priori* kan antas att anpassningshastigheten är beroende av och samvarierar med andra i modellen förekommande variabler.

Utgångspunkten för härledningen av sysselsättningsmodellen ovan är den kvadratiska kostnadsfunktionen, ekvation 2.5. Denna ekvation består av två delar, $C = C_1 + C_2$; C_1 betecknar kostnaden att inte befinna sig på jämviktsbanan N^Q och C_2 kostnaden att förändra sysselsättningsnivån. Den förra kostnadsposten utgörs av kostnader för övertid och labor hoarding. De båda kostnadsposterna C_1 och C_2 kan betraktas som alternativkostnader, då företagets kostnad på marginalen för såväl reservarbetsstyrkan som övertid alltid måste vägas mot kostnaden att alternativt ändra arbetsstyrkan.

[29] Bland undantagen kan nämnas den modell som Fair har utvecklat, se Fair (1969), och vilken diskuteras i avsnitt 2.6 nedan.

Kostnaden att förändra företagets arbetsstyrka, C_2, kan uppdelas i sök- och transaktionskostnader. Dessa kostnader är naturligtvis inte oberoende av storleken på den tillgängliga arbetskraftsreserven. En stigande arbetslöshet på den marknad där företaget rekryterar sin arbetskraft, medför sålunda såväl minskade sök- som transaktionskostnader.[30] Beroendet mellan företagets kostnader förknippade med förändringar i sysselsättningsnivån, $C_2 = a_2 + c_2(N-N_{-1})^2$ och arbetslösheten, U, kan illustreras grafiskt enligt figur 2.3.

Figur 2.3 Illustration av sambandet mellan företagets kostnader förknippade med förändringar i arbetsstyrkans storlek, C_2, och arbetslöshetsnivån, U.



Den fasta kostnaden a_2 kan antas oberoende av U, och $U_j > U_i$.

Anpassningshastigheten i den ovan härledda sysselsättningsfunktionen, ekvation 2.9, är en funktion av c_1 och c_2. En stigande arbetslöshet medför att c_2 faller medan c_1 är oförändrad. Nettoeffekten av en stigande arbetslöshet blir således positiv.

Sambandet mellan c och U bör följaktligen kunna approximeras med

$$c = b_0 + b_2U, \qquad 2.12$$

där $b_2 > 0$.

I denna modell påverkar U endast företagets sök- och transaktionskostnader. Man kan emellertid även tänka sig att ökad arbetslöshet, *cet. par.* leder till minskad naturlig avgång och större fackligt motstånd mot avskedanden, vilket i stället tenderar att öka c_2. Är denna tendens till kostnadsstegring större än ovan diskuterade tendens till kostnadsminskning betyder detta uttryckt i figur 2.3 att den streckade linjen till vänster om C_2-axeln kommer att ligga ovanför den heldragna. Denna alternativa hypotes kan formuleras:

[30] Jämför diskussionen i avsnitt 2.3. Jämför även Holt (1972) och Fisher (1976) s. 50.

$$c = d_0 + d_1 \frac{U}{N^Q - N_{-1}} \qquad 2.13$$

där $d_1 > 0$.

I denna ansats är det inte den totala arbetslösheten som är argument utan arbetslösheten i relation till gapets storlek. Valet mellan ekvation 2.12 och 2.13 är en empirisk fråga. Tinsley[31] har i princip arbetat i enlighet med den förra, medan 2.13 går tillbaka på Coens[32] investeringsmodell.

2.6 Jämförelse med andra modeller

En anpassningsfunktion på formen

$$\triangle N = c(N^Q - N_{-1}) \qquad 2.14$$

förekommer i praktiskt taget alla sysselsättningsmodeller. Vanligtvis är dessa modeller av *ad hoc* karaktär. De viktigaste undantagen utgör Solow (1968) och Tinsley (1971), vilkas modeller har härletts från dynamiskt specificerade kostnadsfunktioner. Dessa båda arbeten har givit teoretisk stadga åt en anpassningsfunktion av detta slag.

Ett alternativ till ovan diskuterade anpassningsfunktion kan man dock finna i Fair (1969 och 1970). Fair (1969) är intressant, förutom av det skälet att Fair här specificerar en alternativ modell, också på grund av att han gör en utförlig och samtidigt mycket kritisk granskning av ovanstående anpassningsfunktion ("basic model"). Jag skall kortfattat diskutera Fairs kritik av "basic model" samt studera på vad sätt hans modell skiljer sig från denna.

Fairs kritik gäller förutom själva modellspecifikationen även användandet av säsongkorrigerade data vid estimation av modellens parametrar. Jag skall här koncentrera mig på kritiken av modellens specifikation.

"The results strongly suggest that the basic model is incorrectly specified even under a slightly different interpretation of some of the coefficient estimates."[33] Denna slutsats drar Fair efter att ha estimerat "basic model" på loglinjär form:

$$\ln N - \ln N_{-1} = \bar{a}_0 + \bar{a}_1 \ln Q + \bar{a}_2 t + a_3 \ln N_{-1}$$

där $\ln N^Q = a_0 + a_1 \ln Q + a_2 t$

[31] Tinsley (1971) s. 495.
[32] Coen i Fromm ed. (1971) s. 149 ff.
[33] Fair (1969) s. 5.

Genom att sätta $N_{-1} = N = \bar{N}$ kan en stationär jämviktslösning (steady state solution), där $\bar{N}$ är uttryckt som en funktion Q, erhållas. Härigenom kan produktionens elasticitet m a p arbetsinsatsen, $-a_3/a_1$, beräknas. I ett test av modellen på sjutton amerikanska industribranscher blev denna elasticitet större än ett i femton fall.[34] Detta resultat implicerar, enligt Fair, tilltagande skalavkastning i det kortsiktiga produktionsperspektivet, vilket står i strid med "lagen om den avtagande avkastningen på marginalen" i den traditionella produktionsteorin.

Förklaringen till att de empiriskt skattade parametrarna i "basic model" inte är konsistenta med traditionell teori, är enligt Fair att "Without the assumption of cost-minimizing behavior with respect to the workershours worked per worker mix, there is a contradiction between the production-function... and the lagged adjustment process."[35]

Fair påpekar således nödvändigheten att basera härledningen av anpassningsprocessen på kostnadsminimeringsansats. Fair gör emellertid själv inget försök att explicit lösa detta problem, utan formulerar sin sysselsättningsmodell:

$$\ln \frac{N}{N_{-1}} = a \ln \frac{N_{-1}}{N^{Q}_{-1}} + b \ln \frac{Q^{p}}{Q^{p}_{-1}} , \qquad 2.15$$

där Q^p operationaliseras som en "distribuerad lag" av Q, vilket motiveras med att företagen p g a anpassningskostnader inte kan anpassa sysselsättningen omedelbart till förändringar i den förväntade produktionsutvecklingen. Produktionsbeslutet antas vidare vara exogent i förhållande till sysselsättningen. Variabeln N_{-1}/N^{Q}_{-1} mäter företagets labor hoarding. Denna variabel är också en följd av anpassningskostnaderna och koefficienten antas vara negativ.[36]

Den modell Fair polemiserar mot, "basic model", är, vilket jag visat ovan, ingen entydigt specificerad modell. I min diskussion ovan har jag skilt dels mellan dynamiska och statiska optimeringsansatser, dels huruvida den planerade produktionsutvecklingen antagits ha ett fixt eller rörligt produktionsmål. Även om de härledda modellerna formellt är mycket likartade föreligger således väsentliga skillnader mellan modellernas specifikation.

Skriv "basic model", ekvation 2.14, på logaritmisk form

$$\ln N - \ln N_{-1} - c(\ln N^{Q} - \ln N_{-1})$$

Addera båda leden med $c \ln N^{Q}_{-1}$ och skriv om ekvationen

[34] Ibid. s. 22 ff.
[35] Ibid. s. 18.
[36] Ibid. s. 50 ff.

$$\ln \frac{N}{N_{-1}} = -c \ln \frac{N_{-1}}{N^Q_{-1}} + c \ln \frac{N^Q}{N^Q_{-1}} \qquad 2.16$$

Om N^Q kan operationaliseras som en distribuerad "lag" av Q blir slutsatsen att Fairs modell, ekvation 2.16, kan ses som en dynamiserad variant av "basic model". "Lag"-strukturen i ekvation 2.15 motiveras hos Fair med närvaro av anpassningskostnader, i ekvation 2.16 får motsvarande "lag"-fördelning emellertid en annan tolkning, nämligen som en förväntnings-"lag".[37] Anpassnings-"lagen" finns å andra sidan redan inbyggd i specifikationen av "basic model", nämligen i parametern c.

Appendix 2 Den matematiska härledningen av anpassningsprocessen.

Utgå från den kortsiktiga sysselsättningsfunktionen ekvation 2.8:

$$C = \int_0^T e^{-rt} [c_0 + c_1 (N^Q - N)^2 + c_2 \dot{N}^2] \, dt \qquad 2.8$$

Om $N^Q = g(t,...)$[38] så är integranden i kostnadsfunktionen 2.8 skriven på formen $f(t,N,\dot{N})$. Då inget bivillkor har lagts på kontrollvariabeln $\dot{N}$ är minimeringsproblemet formulerat i termer av den klassiska variationskalkylen.[39]

Ett nödvändigt villkor för att integralen i 2.8 skall ge ett minimum för C är att Euler's ekvation,

$$f_N - \frac{d}{dt} f_{\dot{N}} = 0, \qquad 2.17$$

satisfieras.

Ekvation 2.17 kan utvecklas:

$$f_N - f_{\dot{N}t} - \dot{N} f_{N\dot{N}} - \ddot{N} f_{\dot{N}\dot{N}} = 0,$$

där

$$f_N = \frac{\partial f}{\partial N} = -2c_1 e^{-rt} (N^Q - N).$$

Vidare gäller att

[37] Jämför kapitel 6.1.

[38] $N^Q = (NH)^Q/H^Q$, där H^Q, vilket visas i kapitel 5, kan approximeras med en tidstrend, medan $(NH)^Q$ fås ur produktionsfunktionen (se kapitel 3), vilken i dynamisk form kan skrivas $(NH)^Q = \bar{g}(t,...)$.

[39] Jämför Allen (1962) s. 521 ff och Lancaster (1968) s. 376 ff. Vad gäller tillämpningen av den klassiska variationskalkylen på denna typ av problem är Solow (1968) och Tinsley (1970 och 1971) de banbrytande arbetena.

$$f_{\dot{N}t} = \frac{\partial^2 f}{\partial \dot{N} \partial t} = \frac{\partial}{\partial t}(2\, c_2 e^{-rt}\, \dot{N}) = -2c_2 r e^{-rt}\, \dot{N}$$

$$\dot{N} f_{N\dot{N}\dot{N}} = \dot{N} \frac{\partial^2 f}{\partial N \partial \dot{N}} = \dot{N} \frac{\partial}{\partial \dot{N}} \left[-2c_1 e^{-rt} (N^Q - N)\right] = 0$$

$$\ddot{N} f_{\dot{N}\dot{N}\dot{N}} = \ddot{N} \frac{\partial^2 f}{\partial \dot{N} \partial \dot{N}} = \ddot{N} \frac{\partial}{\partial \dot{N}} 2\, c_2 e^{-rt}\, \dot{N} = 2\, c_2 e^{-rt}\, \ddot{N}$$

Euler's ekvation reduceras således till

$$-2\, c_1\, e^{rt}\, (N^Q - N) + 2\, c_2\, r e^{rt}\, \dot{N} - 2\, c_2\, e^{rt}\, \ddot{N} = 0$$

vilket kan skrivas som

$$\ddot{N} = r\dot{N} - \frac{c_1}{c_2}(N^Q - N) \qquad 2.18$$

Skriven på denna form, d v s som en andra ordningens differentialekvation är sysselsättningsfunktionen naturligtvis ej direkt skattningsbar. För att komma fram till en empiriskt meningsfull sysselsättningsfunktion fordras alltså att denna differentialekvation löses. Lösningen av ekvationen förenklas genom antagandet att diskonteringsproblemet kan negligeras, d v s att $r = 0$.

Euler's villkor enligt ekvation 2.18 är en linjär andra ordningens differentialekvation och kan nu skrivas på formen

$$\ddot{N} - \frac{c_1}{c_2} N + g(t) = 0 \qquad 2.19$$

där $g(t) = \frac{c_1}{c_2} N^Q$

Detta är ett nödvändigt villkor för att integralen 2.8 skall innebära ett kostnadsminimum, givet initial- och terminalvillkoren.

Initialvillkor: $N = N_0$
Terminalvillkor: N_T fri

Den generella lösningen till differentialekvationen 2.19 kan skrivas som en summa

$$N = N^{hom} + N^{part}$$

där N^{hom} avser lösningen till den homogena delen av differentialekvationen och N^{part} den partikulära lösningen. En stabil lösning innebär att när t

växer så beror N allt mindre på initialvillkoren tills det slutligen helt bestäms av N^{part}.

$$\lim_{t\to\infty} N^{hom} = 0$$

Villkor för stabilitet är att båda rötterna till den karaktäristiska ekvationen är negativa.

Rötterna till den karaktäristiska ekvationen är

$$\lambda = \pm\sqrt{\frac{c_1}{c_2}}$$

Rötterna är reella och med olika tecken, följaktligen kan lösningen till den homogena delen av differentialekvationen skrivas

$$N^{hom} = A_1\, e^{\sqrt{\frac{c_1}{c_2}}\,t} + A_2\, e^{-\sqrt{\frac{c_1}{c_2}}\,t}$$

Som partikulärlösning skall prövas

$$N^Q = dN_0^Q\, e^{at}, \quad \text{där} \quad N_0^Q = \int_{-\infty}^{0} -be^{-b(t-\tau)}\, N_\tau^Q\, d\tau$$

N_0^Q antas vara ett vägt genomsnitt av N^Q i den närmast föregående perioden och alla tidigare perioder med exponentiellt fallande vikter i enlighet med den s k "adaptive expectation" hypotesen (i kapitel 6.3 diskuteras denna hypotes utförligare). Parametern a är den normala tillväxttakten i N^Q, medan d står för en godtycklig konstant.

Pröva om partikulärlösningen satisfierar ekvation 2.19

$$dN_0^Q\, a^2\, e^{at} - d\frac{c_1}{c_2} N_0^Q\, e^{at} + \frac{c_1}{c_2} N_0^Q\, e^{at} = 0,$$

dvs om $d = \dfrac{c_1/c_2}{c_1/c_2 - a^2}$

så satisfieras differentialekvationen.

∵ Den generella lösningen kan skrivas

$$N = A_1\, e^{t\sqrt{c}} + A_2\, e^{-t\sqrt{c}} + \frac{c}{c-a^2} N_0^Q\, e^{at} \qquad 2.20$$

där $c = c_1/c_2$.

Konstanterna A_1 och A_2 bestämms av randvillkoren.

$$N = N_0 \text{ ger } N_0 = A_1 + A_2 + \frac{c}{c-a^2} N_0^Q$$

N_T fri implicerar ett transversalitetsvillkor $\partial f/\partial \dot{N} = 0$, vilket ger $\dot{N} = 0$, d v s

$$\dot{N} = \sqrt{c}\, A_1\, e^{\sqrt{c}\, T} - \sqrt{c}\, A_2\, e^{-\sqrt{c}\, T} + \frac{ac}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{aT} = 0 \qquad 2.21$$

Om T är stort är ekvationen 2.21 approximativt lika med

$$\sqrt{c}\, A_1\, e^{\sqrt{c}\, T} + \frac{ac}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{aT} = 0$$

$$\therefore\ A_1 = \frac{-a\sqrt{c}}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{(a-\sqrt{c})T}$$

$$A_2 = (N_0 - \frac{c}{c-a^2}\, N_0^Q) + \frac{a\sqrt{c}}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{(a-\sqrt{c})\, T}$$

Insätt i ekvation 2.20

$$N = \frac{-a\sqrt{c}}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{(a-\sqrt{c})T}\, e^{\sqrt{c}\, t} + (N_0 - \frac{c}{c-a^2}\, N_0^Q)\, e^{-\sqrt{c}\, t} +$$

$$+ \frac{a\sqrt{c}}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{(a-\sqrt{c})T} + \frac{c}{c-a^2}\, N_0^Q\, e^{at} \qquad 2.22$$

Uttrycket $(a - \sqrt{c})$ kan antas vara negativt.[40] Om T är stort kan följaktligen ekvation 2.22 approximeras med uttrycket

$$N = \frac{c}{c-a^2}\, N_0^Q\, (e^{at} - e^{-\sqrt{c}t}) + N_0\, e^{-\sqrt{c}t}$$

vilket i sin tur kan skrivas[41]

$$N = \int_0^t \frac{c}{\sqrt{c}-a}\, e^{-\sqrt{c}(t-\tau)}\, N_\tau^Q\, d\tau + N_0\, e^{-\sqrt{c}t} \qquad 2.23$$

Genom att skriva om ekvation 2.23 på diskret form är det också möjligt att erhålla ett operationellt uttryck. Den första termen i vänsterledet kan då approximeras med en summa

[40] Paramtern a, den normala tillväxttakten i N^Q, ligger erfarenhetsmässigt mycket nära noll, medan c med utgångspunkt från utländska undersökningar kan förväntas vara av storleksordningen 0.4 –0.8. En indikation på att c är större än noll är införandet av Åmanlagarna, vars syfte just är att sänka c.

[41]
$$\int_0^t \frac{c}{\sqrt{c}-a}\, e^{-\sqrt{c}(t-\tau)}\, N_\tau^Q\, d\tau = \int_0^t \frac{c}{\sqrt{c}-a}\, e^{-\sqrt{c}(t-\tau)} N_0^Q\, e^{a\tau} d\tau =$$

$$= \frac{c}{\sqrt{c}-a}\, N_0^Q\, e^{-\sqrt{c}t} \left[\frac{1}{\sqrt{c}+a}\, e^{(\sqrt{c}+a)\tau} \right]_{\tau=0}^{\tau=t} = N_0^Q\, \frac{c}{c-a^2}\, (e^{at} - e^{-\sqrt{c}t})$$

$$\frac{c}{\sqrt{c}-a} \sum_{0}^{t} (1-\sqrt{c})^{t-\tau} N_{\tau}^{Q}$$

där $\Sigma(1-\sqrt{c})^{t-\tau} N_{\tau}^{Q} = N^{Q^p}$,

och den andra termen med $N_0(1-\sqrt{c})^t = N_0(1-\sqrt{c})^{t-1}(1-\sqrt{c})$

$\therefore N - N_{-1} = \frac{c}{\sqrt{c}-a} N_t^{Q^p} - \sqrt{c} N_{-1}$

dvs

$$N - N_{-1} = \sqrt{c}\left[\frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c}-a} N^{Q^p} - N_{-1}\right] \qquad 2.7$$

3 Produktionsteoretisk utgångspunkt

3.1 Problemställning

Jag har ovan (kapitel 1.3) definierat N^Q, den arbetsstyrka som vid en given produktion, Q, minimerar företagets kostnader för produktionsfaktorn arbete, som $N^Q = (NH)^Q/H^Q$. Följaktligen är det nödvändigt, för att kunna estimera den i kapitel 2 specificerade sysselsättningsfunktionen, att klarlägga hur variablerna $(NH)^Q$ och H^Q bestäms. I detta kapitel kommer jag att koncentrera mig på den förra variabeln.

Syftet med detta kapitel är att teoretiskt analysera det produktionstekniska sambandet mellan en exogent given produktionsvolym och produktionsfaktorinsatsen av arbete, d v s produktionsfunktionen. Det som gör estimationen av detta samband till ett problem i en kortsiktig ansats är dels att data är i hög grad aggregerade medan den neoklassiska produktionsfunktionen är en teknisk relation på mikronivå, dels att det empiriskt observerade arbetstidsuttaget i ett företag, på grund av de i föregående kapitel diskuterade anpassningskostnaderna, avsevärt kan avvika från det tekniskt optimala, $(NH)^Q$.

3.2 Efterfrågan på produktionsfaktorn arbete i den neoklassiska modellen

Antag att man kan sätta likhetstecken mellan produktionsprocess och företag. Det i:te företagets produktionsfunktion kan då definieras som en generell beskrivning av sambandet mellan outputvolym och möjliga tekniskt effektiva inputkombinationer,[1]

$$Q_i = f_i \left\{(NH)_i^Q, K_i\right\} \quad , \qquad 3.1$$

där Q står för outputvolym, medan $(NH)^Q$ och K representerar produktionsfaktorinsatserna arbete respektive kapitaltjänster. Alla i produktionsfunktionen 3.1 ingående variablerna är av flödestyp.

Vanligtvis operationaliseras den neoklassiska produktionsfunktionen med en s k Cobb-Douglas- eller en s k CES-funktion. Under antagande om

[1] Se exempelvis Lancaster (1969), s. 73.

fri konkurrens är det då möjligt att simultant bestämma den optimala produktionsfaktorkombinationen och den funktionella inkomstfördelningen.

Cobb-Douglas- och CES-funktionen har sedan länge använts i tillväxt- och fördelningsstudier. Under senare år har de även anammats som grund för analys av de kortsiktiga fluktuationerna i näringslivets sysselsättningsutveckling. Så bygger man i exempelvis den kanadensiska modellen, RDX2, sin sysselsättningsfunktion på en Cobb-Douglas-ansats, medan man i den finska modellen utgår från en CES-funktion.[2]

I RDX2 (s. 47) argumenterar man: "The final choice of production function parameters is based om a combination of a priori plausibility (the production function elasticities should be consistent with income shares) and the accuracy of the derived investment and employment equations." Innebörden av detta är att man i RDX2 tar fasta på att den neoklassiska modellen för produktionsfaktorefterfrågan utgör en jämviktslösning; givet inkomstfördelning och kapitalstock går det följaktligen att direkt bestämma en mot produktionsplanen optimal arbetsinsats.

I den finska modellen bygger härledningen av efterfrågefunktionen för arbetskraft på Dhrymes (1967). Denna ansats innebär en vidareutveckling av den vanliga neoklassiska modellen såtillvida att den tillåter närvaro av imperfekt konkurrens.[3]

Att som i dessa båda exempel direkt bygga en ekonometrisk model för den kortsiktiga produktionsfaktorefterfrågan på arbete på den statiska neoklassiska arbetsmarknadsteorin är otillfredsställande av två skäl. För det första kommer en sådan modell att vila på antagandet om substituerbarhet. För det andra förutsätts att de observationer som estimationerna bygger på representerar ett jämviktsläge. Substituerbarhetsantagandet är naturligtvis en nödvändig förutsättning för det senare antagandet, men substituerbarhet är emellertid på grund av anpassningskostnader inte ett tillräckligt antagande.

Produktionsfunktionen ovan, 3.1, avses generellt beskriva produktionssambandet på mikronivå, d v s egentligen för en enda produktionsprocess. Frågan om analytisk form för detta samband har främst gällt huruvida de tekniska koefficienterna (eller input-output koefficienterna) skall betraktas som konstanta eller variabla.[4] När det gäller den etablerade synen på *ex ante* produktionsfunktionen torde antagandet om substituerbarhet vara all-

[2] The Structure of RDX2 (1971) och A Quarterly Model of the Finnish Economy, QMFE (1972).

[3] QMFE a.a. sid. 55 ff.

[4] Detta är ett problem som länge intresserat ekonomerna, och under 1890-talet var detta den kanske mest disputerade problemställningen. Wicksteed, Marshall, Walras och Wicksell tog ställning för variabla produktionskoefficienter, medan exempelvis Cassel förutsatte att koefficienterna var konstanta. Jämför Stigler (1939) s. 119 och Hansen (1970) s. 24.

mänt accepterat. Antagandet om variabla tekniska koefficienter kan däremot betraktas som orealistiskt vad gäller företagets kortsiktiga produktionsfunktion. Investeringsövervägaganden ger större utrymme för val mellan olika produktionstekniker, än de övervägaganden vad gäller produktionsfaktorinsatser företaget måste göra för att möta konjunkturella variationer i efterfrågan. "Most industrial plants are designed and equipped for a certain ouput, requiring a certain work force. Often effective operation of the plant involves a workforce of given size."[5] När industrianläggningen väl är uppförd gäller åtminstone på kortare sikt att substitutionsmöjligheterna är mycket begränsade.[6]

Under antagande om fixa koefficienter kan den kortsiktiga statiska mikroproduktionsfunktionen specificeras i linjär form:

$$Q = \min \left\{ \alpha (NH)^{Q}, \beta K \right\} \qquad 3.2$$

där parametrarna α och β brukar benämnas tekniska koefficienter eller input-output koefficienter.

Upp till den kapacitetsgräns som den givna kapitalstocken utgör måste således gälla:

$$Q = \alpha\ (NH)^{Q} \qquad 3.3$$

där $(NH)^{Q}$ motsvarar den för produktion av Q tekniskt sett effektiva insatsen av produktionsfaktorn arbete. $(NH)^{Q}$ behöver ej överensstämma med NH, det antal arbetstimmar företaget betalar ut löner för.

$NH > (NH)^{Q}$ implicerar att det föreligger en "slack" i produktionsapparaten. En slack av detta slag benämns vanligen "labor hoarding"[7] men även beteckningar som "excess labor on hand"[8], "reserve labor"[9] och "disguised unemployment"[10] förekommer. Sambandet mellan NH och $(NH)^{Q}$ kan således skrivas:

$$NH\ (1\text{-}NHR) = (NH)^{Q} \qquad 3.4$$

[5] Lester (1946) s. 24.

[6] Oberoende av varandra presenterade omkring 1960 Johansen och Salter modeller, som med Johansens ord skulle utgöra en syntes mellan variabel- och fixkoefficientansatserna. Syntesen, eller "the putty-clay model", baseras, enligt Johansen (1959 s. 158), på antagandet att det vid investeringstillfället föreligger ett flertal kombinationsmöjligheter mellan arbetskraft och kapital, medan det *ex post* ej existerar några substitutionsmöjligheter. (Johansen, 1959, och Salter, 1960.)

[7] Denna beteckning går tillbaka på Solow (1964) s. 8, jämför även diskussionen i kapitel 2 ovan.

[8] Fair (1969) s. 37 ff.

[9] Miller (1971, a) s. 17.

[10] Robinson (1937) s. 84.

där NHR utgör relativa andelen labor hoarding-timmar av det totala antalet arbetstimmar för vilket företaget utbetalar löner.

Insätt 3.4 i 3.3:

$$Q = a\ NH\ (1\text{-}NHR) \qquad 3.5$$

Logdifferentiera 3.5:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln NH} = 1 + \frac{\partial \ln (1-NHR)}{\partial \ln NH}$$

Under den rimliga förutsättning att $1 > NHR > 0$ och att NHR samvarierar negativt med NH är den andra termen i högerledet positiv, vilket innebär att,

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln NH} > 1 \qquad 3.6$$

Medan ekvation 3.3 implicerar en outputelasticitet m a p arbetsinsatsen som är lika med ett, ger ekvation 3.6, under givna förutsättningar, en elasticitet som är större än ett.

Ovanstående diskussion har gällt specifikationen av en mikroproduktionsfunktion. Avsaknad av relevanta data omöjliggör emellertid alla försök att med hjälp av ekonometriska metoder diskriminera mellan de olika ansatserna. Valet av mikroteoretisk utgångspunkt har därför gjorts på *a priori* grunder.

Att ta steget från en mikroproduktionsfunktion enligt ekvation 3.3 till en empiriskt meningsfull produktionsfunktion på aggregerad nivå möter två slags problem. Det ena problemet gäller specifikationen av den aggregerade produktionsfunktionen, d v s möjligheten att aggregera ett mikrosamband till makronivå eller med andra ord huruvida produktionskoefficienten, a, bör betraktas som en konstant eller variabel på aggregerad nivå. Det andra problemet gäller frågan hur variabeln $(NH)^Q$ skall operationaliseras, d v s sambandet mellan den teoretiska variabeln $(NH)^Q$ och den observerade storheten NH.

Den kortsiktiga makroproduktionsfunktionen är, som Johansen (1972) visar, genom sin uppbyggnad av många olika "årgångar" (teknologier) inte möjlig att beskriva i form av en produktionsfunktion i dess betydelse av tekniskt effektiva faktorkombinationer. Begreppet kortsiktig produktionsfunktion är med sin neoklassiska innebörd oegentligt på aggregerad nivå.[11]

[11] Den analytiska nackdel det innebär att inte kunna använda den neoklassiska marginalproduktivitetsteorin uppvägs av att jag med stöd av Fisher kan hävda: Genom att lämna marginalproduktivitetsteorin kommer användandet av aggregerade produktionssamband

3.3 Om problemet att specificera en kortsiktig aggregerad produktionsfunktion

I detta avsnitt skall jag diskutera tre alternativa sätt att specificera en aggregerad kortsiktig produktionsfunktion som svarar mot en mikroproduktionsfunktion enligt ekvation 3.3 ovan, varigenom den aggregerade $(NH)^Q$-variabeln kan bestämmas.

Det radikalaste sättet att lösa detta problem är, att i Fairs (1969) efterföljd, anta att den kortsiktiga produktionsfunktionen har fixa koefficienter även på aggregerad nivå. Makroproduktionsfunktionen blir genom detta antagande identisk med *ex post* mikroproduktionsfunktionen enligt ekvation 3.3 ovan. En aggregerad produktionsfunktion av detta slag förekommer inte endast hos Fair utan utnyttjas bl a i Brechling (1965) och i Ball-St Cyr (1966).

Denna produktionsfunktion kan vi härleda genom att som Fair förutsätta: För det första att i högkonjunkturernas produktivitetstoppar, $(Q/NH)_{max}$, förekommer ingen labor hoarding, d v s $NH = (NH)^Q$; för det andra att den långsiktiga tillväxten i a, p g a kapitalbildning och teknisk utveckling m m, följer ett jämnt utvecklingsförlopp. Med utgångspunkt från dessa förutsättningar kan a estimeras genom att alla $(Q/NH)_{max}$-värden linjärinterpoleras.[12]

Insätt det på detta sätt skattade värdet, $\hat{a}$, i ekvation 3.5:

$$\frac{Q}{NH} = \hat{a}\,(1-NHR) \qquad 3.5'$$

Detta uttryck kan skrivas om till:

$$NH(1-NHR) = \frac{Q}{\hat{a}}$$

Substituera i ekvation 3.4:

$$(NH)^Q = \frac{1}{\hat{a}}\ Q \qquad 3.7$$

Genom denna estimationsprocess i två steg; först estimeras a, därefter insätts det skattade värdet, $\hat{a}$, i produktionsfunktionen 3.5, kan förutom $(NH)^Q$ även labor hoarding variabeln skattas explicit.

". . . not be worse than similar use for other aggregates" (Fisher (1969) s. 575). Att aggregera den neoklassiska mikroproduktionsfunktionen är ett problem av en helt annan dimension; att detta inte är möjligt annat än under mycket restriktiva förhållanden har visats av bl a Klein (1946), Bentzel (1956, s. 14 f), Fisher (1969) och Johansen (1972).

[12] a bör egentligen uttryckas som en funktion av tiden (t), detta har jag underlåtit av läsbarhetsskäl. Detsamma gäller naturligtvis även variablerna.

Fair löser således problemet att specificera en kortsiktig makroproduktionsfunktion genom att anta, att det på aggregerad nivå inte förekommer någon variabilitet i input-outputkoefficienten a. Detta är naturligtvis ingenting annat än en mikroansats.[13]

I de flesta ekonometriska uppskattningar av outputelasticiteten m a p arbetsinsatsen, vare sig det gäller industri eller branschnivå, ligger elasticiteten klart över ett.[14] Att förekomsten av labor hoarding implicerar en outputelasticitet större än ett är emellertid inte detsamma som att säga att en empiriskt estimerad outputelasticitet större än ett uppskattad på grundval av observationer från ett mer eller mindre aggregerat material inte kan ges någon alternativ förklaring. Med andra ord, om den aggregerade input-outputkoefficienten, a, *a priori* ej kan betraktas som en konstant så har enkelheten i Fairs modell vunnits till priset av förlorat förklaringsvärde.

En makroproduktionsfunktion, vilken utgör ett aggregat av mikroproduktionsfunktioner av putty-clay typ, är sammansatt av en mängd olika "årgångar" (tekniker) var och en representerad med sin input-outputkoefficient för produktionsfaktorn arbete, a_i. Alla "årgångar" har naturligtvis inte samma produktivitet. Den aggregerade input-outputkoefficienten a måste därför betraktas som ett vägt genomsnitt av alla a_i-värdena, med de aktuella Q_i-värdena som vikter. När Q varierar kommer vikternas relativa tyngd att förändras om inte en fullständigt proportionell variation mellan alla årgångar kan förutsättas; ett sådant antagande skulle å andra sidan ge en modell som är identisk med Fairs ovan.

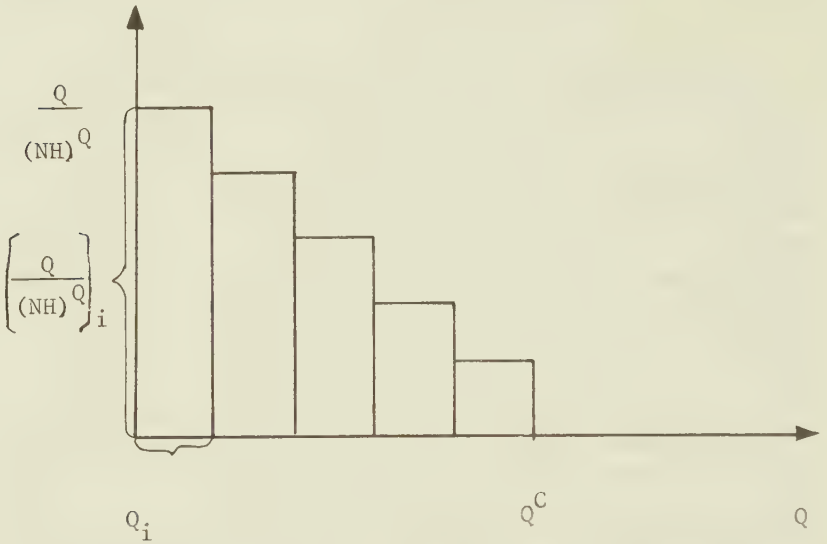
Man kan anföra åtminstone två argument för att vikternas tyngd i verkligheten kommer att variera över konjunkturen. Det första är att konkurrensen inom en bransch kan antas leda till att de minst produktiva anläggningarna först kommer att tas ur drift i nedgångsfasen. Det andra är att efterfrågan på de olika branschernas produktion inte alltid varierar i fas, samtidigt som det föreligger stora branschmässiga differenser i produktivitetshänseende. I en aggregerad produktionsmodell är det därför nödvändigt att specificera a som en variabel. En väg att göra detta är att utforma produktionsfunktionen i enlighet med FR-MIT-Penn modellen.[15] I denna modell antas industristrukturen, på "Saltervis", kunna beskrivas i ett årgångsdiagram enligt figur 3.1.

[13] Ursprungligen används modellen också i en analys av industrins olika delbranscher, Fair (1969), och i Fair (1970), när samma modell används på aggregerad nivå, sker det med en brasklapp "... because of the highly aggregate nature of the data anyway, much less reliance can be put on the conclusions reached in this study than on those reached in the study of three-digit industries..." (Fair, 1970, s. 92).

[14] Se exempelvis Nerlove (1967) s. 232 eller Kuh (1965, a) s. 3, samt tabell 4.1 nedan.

[15] de Menil-Enzler (1970).

Figur 3.1 En faktisk produktionsstruktur på aggregerad nivå uppdelad på "årgångar".



Beteckningar: Fotindex i står för en godtycklig "årgång" och toppindex C för den tillgängliga produktionskapaciteten.

På denna modell läggs sedan restriktionen att "At any point in time, as output increases, less and less efficient machines must be called into production. . ."[16], vilket gör att modellen också kommer att uppfylla det *a priori*-krav på en kortsiktig aggregerad produktionsfunktion som Leif Johansen har ställt, nämligen att den skall karaktäriseras av avtagande skalavkastning i de variabla produktionsfaktorerna, d v s fallande genomsnittlig produktivitet när utnyttjandegraden i den aggregerade produktionskapaciteten, Q/Q^C, stiger.[17] Detta antagande innebär att man betraktar hela industrin som en bransch, d v s att man bortser från den produktivitetsvariation som är hänförlig till variationer i efterfrågans branschmönster.

I FR-MIT-Penn modellen utnyttjas produktionsfunktionen indirekt, då man skattar den genomsnittliga arbetskraftsåtgången per producerad enhet. Ingenting hindrar emellertid att man direkt estimerar den bakomliggande produktionsfunktionen, och från denna sedan härleder $(NH)^Q$. För att kunna göra detta måste emellertid först sambandet mellan den aggregerade input-output-koefficienten, a, och kapacitetsutnyttjandegraden, Q/Q^C, specificeras analytiskt. Specificerat i loglinjär form kan sambandet skrivas:

[16] *Ibid.* s. 279. Jämför också Tella-Tinsley (1967) s. 57.
[17] Johansen (1972) s. 207.

$$a = \left\{ \frac{Q}{Q^C} \right\}^a \qquad 0 < \frac{Q}{Q^C} \leqslant 1 \qquad 3.8$$

Parametern a är här ett mått på den kortsiktiga skalavkastningen.

Genom att skriva produktionsansatsen från FR-MIT-Penn modellen i inverterad form så erhålls ett uttryck för $(NH)^Q$-aggregatet:[18]

$$(NH)^Q = \left\{ \frac{Q}{Q^C} \right\}^{-a} \cdot Q \qquad 3.9$$

Genom logdifferentiering av 3.9 kan outputelasticiteten m a p $(NH)^Q$ erhållas,

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln (NH)^Q} = 1 + a \frac{\partial \ln Q/Q^C}{\partial \ln (NH)^Q}$$

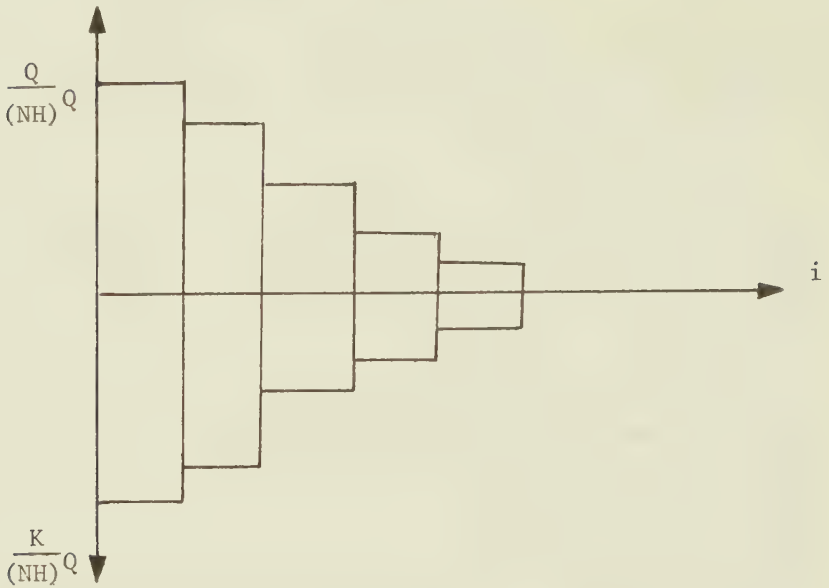
Kapacitetsutnyttjande, Q/Q^C, och tekniskt optimal arbetsinsats, $(NH)^Q$, samvarierar; detta bygger på de grundläggande antagandena i modellen. Följaktligen uppfyller produktionsfunktionen 3.9 kravet på avtagande skalavkastning i produktionsfaktorn arbete när parametern a är mindre än noll.

FR-MIT-Penn modellen innebär, genom att den tillåter den aggregerade input-output-koefficienten *a* att variera, ett steg mot ökad realism i förhållande till Fairs modell. Mot modellens postulat, att maskinerna överförs till reserven i omvänd produktivitetsordning när konjunkturen faller och omvänt vid stigande konjunktur, kan dock resas invändningar. Kaldor, exempelvis, hävdar att vad gäller USA och England så finns "excess capacity in all vintages of plants".[19] En annan invändning, vilken diskuterats ovan, är att efterfrågeutvecklingen på de olika industribranschernas produkter inte alltid ligger i fas.

I FMP-MIT-Penn modellen förklarades den empiriskt observerade variationen i den aggregerade input-output-koefficienten *a* med att "årgångarna" av maskinkapitalet vid en planerad produktionsökning kallas in i fallande produktivitetsordning. Denna modell kan naturligtvis vidareutvecklas såtillvida att man postulerar att produktiviteten i en given "årgång" bestäms av den använda produktionstekniken, vilken i sin tur antas kunna mätas som kapitalutnyttjandet per arbetstimme, $K/(NH)^Q$. Denna modell kan illustreras enligt figur 3.2.

[18] Jämför Rasche-Shapiro (1968) s. 132.
[19] Se Robinson ed. (1965) s. 292, jämför också Masters (1967) s. 390 f.

Figur 3.2 Sambandet mellan produktivitet, $Q/(NH)^Q$, och produktionsteknik, $K/(NH)^Q$, i en årgångsmodell.



Varje stapel i diagrammet representerar en "årgång", i, alla staplar antas vara lika breda.

Variationen i kapitalintensitet, $K/(NH)^Q$, kan antas vara väsentligt större mellan branscher än inom. Variationen i $K/(NH)^Q$ kan följaktligen ses som ett mått på variationen i industriaggregatets sammansättning.

I denna modell antas således att input-output-koefficienten för arbete på mikronivå, a_i, är en växande funktion av kapitalintensiteten. Specificerad i loglinjär form kan denna modell skrivas:

$$a_i = \left[\frac{K}{(NH)^Q}\right]_i^b \quad \text{där} \quad i = 1, \ldots, n \qquad 3.10$$

och $b > 0$.

I aggregerad form kan modellen följaktligen skrivas

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} \ln a_i}{n} = b\,\frac{\sum_{i=1}^{n} \ln \left\{\frac{K}{(NH)^Q}\right\}_i}{n} \qquad 3.11$$

Den aggregerade produktionsmodellen 3.11 skall uttrycka det kausala sambandet mellan den genomsnittliga arbetsproduktiviteten och den genomsnittliga kapitalintensiteten. Att modellen inte specificerats i linjär form

gör den empiriska tolkningen problematisk. Den aggregerade input-output-koefficienten har i denna modell nämligen beräknats som ett geometriskt genomsnitt av motsvarande input-output-koefficienter på mikronivå, och samma sak gäller också den aggregerade kapitalintensiteten. Problemet med detta är att de data som finns tillgängliga för estimering av modellen är aggregerade på traditionellt vis. Klein (1953, s. 265 ff) har emellertid löst ett analogt aggregeringsproblem med att konstatera "A crude approximation would be to assume that geometric means of industry variables,. . ., show timemovements close to arithmetic means."[20] Genom att göra detta antagande kan den aggregerade produktionsmodellen 3.11 således approximeras med

$$\frac{Q}{(NH)^Q} = \left\{\frac{K}{(NH)^Q}\right\}^b \qquad 3.12$$

där $a = \left\{\frac{K}{(NH)^Q}\right\}^b$

Den kortsiktiga aggregerade produktionsfunktionen 3.12 är homogen av 1:a graden i $(NH)^Q$ och K. Den ekonomiska tolkningen av detta är att den kortsiktiga aggregerade produktionsfunktionen har konstant skalavkastning; detsamma gäller för övrigt en linjär funktion. Skillnaden mellan den linjära och den loglinjära specifikationen är att i den senare karaktäriseras de rörliga produktionsfaktorerna av avtagande skalavkastning medan de om modellen specificeras linjärt har konstant.

Logdifferentiering av 3.12 ger:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln (NH)^Q} = 1 + b \cdot \left\{\frac{\partial \ln K}{\partial \ln (NH)^Q} - 1\right\}$$

Då b *a priori* är större än noll, kommer följaktligen output-elasticiteten att vara större än ett om $\partial \ln K / \partial \ln (NH)^Q > 1$, d v s om den aggregerade kapitalintensiteten, $K/(NH)^Q$, samvarierar positivt med konjunkturen.

Den aggregerade produktionsfunktionen 3.12 kan naturligtvis även uttryckas som,

$$(NH)^Q = \left\{\frac{Q}{K}\right\}^{\frac{b}{1-b}} \cdot Q \qquad 3.13$$

[20] Under förutsättningen att ln x är normalfördelad kan sambandet mellan det geometriska genomsnittet g(x) och det aritmetiska a(x) skrivas $a(x) = g(x) \cdot e^{\sigma^2/2}$, där σ^2 = variansen för ln x. (Klein, 1963, s. 105.)

Denna ekvation kan formellt även betraktas som en inverterad form till en Cobb-Douglas produktionsfunktion. Modellens teoretiska specifikation är emellertid en annan. Arbetsproduktivitet och kapitalintensitet är i ovanstående modell genomsnittsvärden av motsvarande värden på mikronivå. Någon substitution mellan produktionsfaktorerna i neoklassisk mening kan man ej tala om, då variationen i den aggregerade kapitalintensiteten, $K/(NH)^Q$, inte är en följd av förändringar i de relativa faktorpriserna, utan i efterfrågans branschmönster.

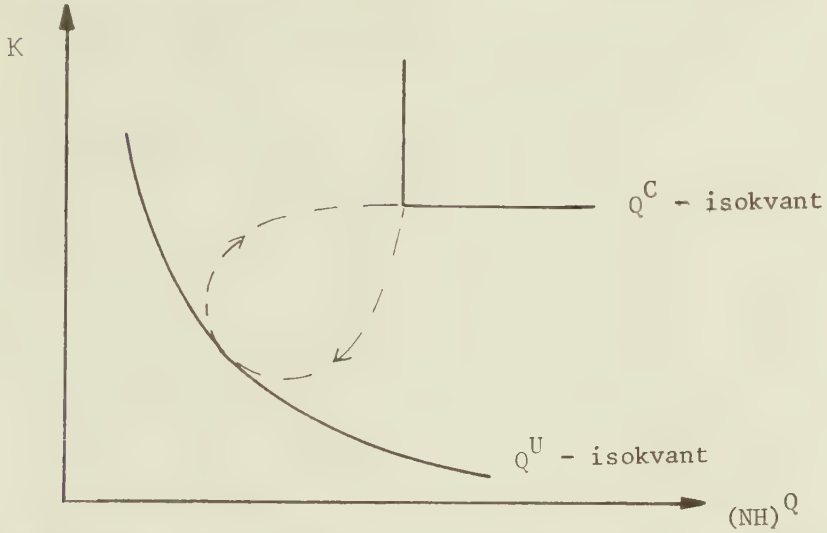
Syftet med detta kapitel har varit att härleda en aggregerad produktionsfunktion, vilken dels är konsistent med en mikroproduktionsfunktion med fixa koefficienter, dels på aggregerad nivå *a priori* implicerar avtagande skalavkastning. Alla de tre ovan diskuterade aggregerade produktionsmodellerna uppfyller det första kravet. Däremot postuleras i Fairs modell konstant skalavkastning även på aggregerad nivå, vilket är otillfredsställande. De två andra ansatserna bygger på s k årgångsansatser och är båda konsistenta med ovanstående antaganden, varför valet mellan dessa modeller måste bli en empirisk fråga. Syftet med nästa kapitel är att empiriskt testa dessa modeller.

Appendix 3 Den konjunkturella variationen i industrins kapitalutnyttjande

Genom införandet av ytterligare en förklaringsvariabel, K, i produktionsfunktionen ställs också kravet att denna variabel skall genereras inom totalmodellens ram, d v s att ytterligare ett beteendesamband införs. En väg att göra detta är att anta att den aggregerade kapitalintensiteten, $K/(NH)^Q$, är en funktion av produktionsfaktorernas relativa utnyttjandepris. Denna hypotes finns exempelvis i Ireland-Smyth (1970) och i Söderström (1972).

I båda dessa ansatser utgår man från putty-clay modeller på mikronivå, vilka på aggregerad nivå kombinerats med antagande om viss *ex post* substituerbarhet. Hos Söderström sker detta genom antagandet att det enskilda företaget förfogar över ett stort antal produktionsprocesser för att tillverka en viss produkt. De många produktionsprocesserna antas bygga på olika teknologier, d v s varierar med avseende på kapitalintensitet. Vid en nedgång i efterfrågan antas företagen på grund av en högre utnyttjandekostnad (rental) för kapital än arbete gå över till allt mer arbetsintensiv produktionsteknik, för att vid följande konjunkturuppgång åter successivt gå över till allt mer kapitalintensiva produktionsprocesser. Labor hoarding fenomenet är således ingenting annat än ett substitutionsfenomen. Ansatsen kan åskådliggöras i diagramform; se figur 3.3.

Figur 3.3 Den konjunkturella variationen i den aggregerade kapitalintensiteten enligt Söderströms modell.



Beteckningar: Toppindexen C och U på Q står för fullt respektive underutnyttjad produktionskapacitet i företaget. Den streckade pilen anger hur kapitalintensiteten inom företaget varierar över konjunkturcykeln.

Ireland-Smyth's modell är anmärkningsvärd genom att i den antas en konstant kvot mellan utnyttjandekostnaden för arbete i förhållande till utnyttjandekostnaden för kapital. Det mest anmärkningsvärda med denna specifikation är emellertid inte att den som Söderström (1972, s. 22) säger "rules out all substitution between factors of production even at aggregate level", utan det faktum att de i själva verket arbetar med modellen som om den tillät *ex post* substituerbarhet. Detta utvecklas explicit i Ireland-Briscoe-Smyth (1973) där deras syn framstår som identisk med den Söderström (1972) redovisar. *Ex post* ". . . there could be some variation in the aggregate capital labor ratio by selectively opening up or closing down specific processes as output alternately expanded and contracted."[21]

Båda dessa ovan refererade artiklar utgår från putty-clay modeller på mikronivå, vilka på aggregerad nivå kombinerats med antagande om viss *ex post* substituerbarhet. Irelands m fl modell är som ovan diskuterats, knappast logiskt konsistent, medan Söderström söker en kortsiktig makroproduktionsfunktion i dess statiska neoklassiska mening; den kortsiktiga produktionsfunktionen på aggregerad nivå är för Söderström "the analysis of movement from a higher isoquant to a lower".[22] Den avgörande svaghe-

[21] Ireland-Briscoe-Smyth (1973) s. 24.
[22] Söderström (1972) s. 226.

ten i Söderströms analys är att han definierar den kortsiktiga makroproduktionsfunktionen som en isokvant trots sitt putty-clayantagande. Han antar sålunda att det även *ex post* och på aggregerad nivå finns en produktionsfunktion som gör det möjligt att på neoklassiskt vis bestämma jämviktssysselsättningen.

I en statisk neoklassisk frikonkurrensvärld där produktionen är inriktad på endast en homogen vara är postulatet att variationen i den aggregerade kapitalutnyttjandegraden per sysselsatt utgör en funktion av faktorprisrelationen ett naturligt antagande. I verkligheten är näringslivets produktion starkt differentierad, samtidigt som koncentrationsgraden inom varje enskild produktgrupp är mycket hög.[23] Antar man att förändringar i produktionsvolymen kan härledas från efterfrågevariationer förefaller det därför troligt att konjunkturutvecklingen kan vara olika i olika branscher och att exempelvis kapitalintensiva branscher, som massaindustri, järn- och stålverk, vid vissa tillfällen uppvisar ofullständigt kapacitetsutnyttjande när mindre kapitalintensiva branscher, som verkstadsindustri, utnyttjar hela sin produktionspotential.

Den grundläggande hypotesen bakom produktionsmodellen enligt ekvation 3.12 är att variationen över konjunkturcykeln i den empiriskt uppmätta genomsnittliga produktiviteten för industrin dels beror på att labor hoarding är ett cykliskt fenomen, dels på att industriaggregatets sammansättning varierar över konjunkturen. Det vanliga konjunkturmönstret med stigande produktivitet under högkonjunkturen, d v s tvärtemot implikationerna från den traditionella teorin, kan således förklaras både av minskad labor hoarding och av att den genomsnittliga kapitalintensiteten för industrin varierar procykliskt.

I produktionsfunktionen 3.12 har variabeln K/Q antagits fånga den konjunkturella variationen i industriaggregatets sammansättning. Detta ställer naturligtvis också kravet att variabeln K skall genereras inom modellens ram. För att göra detta har jag tagit fasta på det förhållandet att den kapitalintensiva delen av industrin (gruvor, massa-, pappers- och kemisk industri samt järn-, stål- och metallverk) även har den högsta exportandelen (se tabell 3.1).

Min hypotes är att variationen i den förväntade sammansättningen av efterfrågan på industrins produkter, mätt med proxyvariabeln E/Q, kan förklara variationen i K/Q för industriaggregatet. På grund av anpassningskostnader antar jag att företagens anpassning av produktionsvolymen till förändringar i den förväntade försäljningsutvecklingen kan beskrivas med hjälp av den s k "partial adjustment"-hypotesen (jämför kapitel 6.3 nedan). K/Q-modellen kan därför skrivas

[23] Jämför Storföretag och koncentrationstendenser, SPK (1971).

Tabell 3.1[24] Sambandet mellan exportandel och kapitalintensitet i industrin.

	Andel (1971) av industrins totala produktion Q	sysselsättning NH	kapital-förbr. K	export E	K/Q	E/Q
Kapital-intensiv industri	0.27	0.23	0.78	0.40	1.8	1.1
Arbets-intensiv industri	0.73	0.77	0.22	0.60	0.2	0.6

$$\frac{K}{Q} - \left[\frac{K}{Q}\right]_1 = b \left\{\left[\frac{K}{Q}\right]^f - \left[\frac{K}{Q}\right]_{-1}\right\}$$

där $0 < b < 1$, och där toppindexen f står för förväntad.

Antag vidare att $(K/Q)^f$ är en funktion av den förväntade exportandelen $(E/Q)^f$, vilken i sin tur kan approximeras med ett glidande medelvärde av E/Q. Skattad på loglinjär form, där K har operationaliserats med industrins elförbrukning (i MWh), får modellen följande utseende:[25]

$$\ln K_M = \underset{(4.5)}{2.46} + \underset{(18.6)}{0.85} \ln Q_M + \underset{(2.8)}{0.18} \ln \sum_{i=0}^{-2} \frac{E}{Q_M} + \underset{(3.1)}{0.38} \ln \left[\frac{K_M}{Q_M}\right]_{-1}$$

$\bar{R}^2 = 0.986$ SE = 0.021 DW = 2.15

(Estimationsperiod: 1961:3 – 1973:4.)

Koefficienterna i modellen är samtliga klart signifikanta och med riktiga tecken. Att koefficienten framför Q_M avviker från ett beror sannolikt på korrelationen mellan Q_M och E/Q_M.

[24] *Källa:* SOU 1973:21 (Svensk ekonomi fram till 1977) s. 155 ff och SOS. Utrikeshandel 1971, tabell 1, kapitalintensiv industri tab. nr: 26, 28–40, 47–49, 73–83 och ej kapitalintensiv industri tab. nr: 4, 5, 9, 11, 15–25, 27, 41–46, 50–72, 84–98.

[25] Jämför Foss (1963). Fotindexen M står för industri.

4 Estimation av näringslivets arbetskrafts-efterfrågan

4.1 Problemställning

Syftet med analysen i föregående kapitel var att härleda en aggregerad produktionsmodell. Genom att invertera denna modell erhålls en $(NH)^Q$-ekvation. Denna kan skrivas:

$$(NH)^Q = \frac{1}{a} Q$$

Skillnaden mellan de tre i kapitel 3 diskuterade aggregerade produktionsmodellerna ligger i tolkningen av input-output-koefficienten a. I den första modellen, ekvation 3.7, antas a vara en konstant, i den andra modellen, ekvation 3.9, antas a vara en funktion av kapacitetsutnyttjandegraden, och i den tredje modellen, ekvation 3.13 antas a vara en funktion av kapitalintensiteten.

Avsikten med detta kapitel är att genomföra en empirisk prövning av i första hand de två senare $(NH)^Q$-ekvationerna. Ett problem i detta sammanhang är att $(NH)^Q$ inte är direkt observerbar. För att operationalisera $(NH)^Q$ är det därför nödvändigt att definiera ett funktionellt samband mellan $(NH)^Q$ och den observerbara variabeln NH.

4.2 Om problemet att operationalisera $(NH)^Q$

$(NH)^Q$ är ett teoretiskt begrepp, som avser att mäta den tekniskt sett nödvändiga arbetsinsatsen för produktion av produktionsvolymen Q. En empirisk tolkning av $(NH)^Q$ kan sägas vara den "normalarbetstid", som givet a, krävs för produktion av Q.

I ekvation 3.4 ovan definierades, med utgångspunkt från Fair, sambandet mellan $(NH)^Q$ och NH:

$$(NH)^Q = NH(1\text{-}NHR) \qquad 4.1$$

dvs att skillnaden mellan variablerna är att hänföra till det jag benämnt labor hoarding. Följaktligen gäller i denna modell att

$(NH)^{Q} \leqslant NH$

Att definiera relationen mellan $(NH)^{Q}$ och NH, enligt ekvation 4.1 är emellertid otillfredsställande om det kan antas att även andra förändringar i NH-aggregatets sammansättning än variationen i företagens labor hoarding, t ex ändring i övertidsuttag eller i andelen arbetare under inskolning, påverkar den empiriskt uppmätta genomsnittliga produktiviteten.

Det är vidare nödvändigt att göra en distinktion mellan denna påverkan på Q/NH från variationen i NH-aggregatets sammansättning och påverkan från variationen i produktionsaggregatets sammansättning, vilken fångades med a. Slutsatsen av detta resonemang är att man måste skilja mellan två typer av förklaringsfaktorer bakom variationen i den empiriskt uppskattade produktiviteten, dels de faktorer som påverkar a, som $K/(NH)^{Q}$, dels sådana faktorer som påverkar $NH/(NH)^{Q}$ och vilka bör behandlas i analogi med labor hoarding-variabeln i ekvation 4.1.

Att labor hoarding och inskolning av nya anställda medför produktivitetsförluster för företaget har belysts utförligt i kapitel 2.[1] Här skall jag därför koncentrera mig på en diskussion av de eventuella produktivitetseffekterna av en variation i övertidsuttag och i personalstyrkans sammansättning.

Hypotesen att övertidsarbete har en högre produktivitet än normalarbetstid har framkastats i ett flertal artiklar.[2] Den *a priori* grund man vanligtvis har för en sådan hypotes kan med Feldsteins (1967 s. 373) ord formuleras ". . ., a number of hours during each working week may be regarded as 'fixed labour costs' with no corresponding output—setting-up time, refreshment breaks, time around lunch hour, etc." Enligt Feldstein ökar dessa improduktiva timmar ej proportionellt mot den totala veckoarbetstiden. Är detta antagande riktigt betyder det att arbetsproduktiviteten är högre på veckoarbetstidens marginal än i genomsnitt.

Sambandet mellan produktivitet och veckoarbetstid per anställd har ock-

[1] I Ireland—Smyth (1970, s. 281) antas att "Employment is demand determined—supply constraints are not effective". Med detta postulat i Keynesiansk anda slår man bort den teoretiska grund labor hoarding-antagandet vilar på. Man söker i stället visa att den höga outputelasticiteten inte är uttryck för någonting annat än "short-run returns to scale". Som argument mot den förra hypotesen anför man: Då labor hoarding är ett kortsiktigt fenomen måste en outputelasticitet större än ett på årsdata falsifiera labor hoarding-hypotesen. (Ireland—Briscoe—Smyth, 1973, s. 23). Att labor hoarding även kan registreras på årsdata, om än i mindre omfattning än på kvartalsdata, är inte egendomligt med tanke på att den normala konjunkturcykeln sträcker sig över ungefär ett halvt decennium. Hypotesen om kortsiktig tilltagande skalavkastning är det naturligtvis svårt att motivera teoretiskt. Ireland—Smyth postulerar dessutom, utan någon egentlig diskussion, en anpassningsprocess som vanligtvis motiveras just utifrån "supply constraints" vilket gör att deras ansats får formen av ett cirkelresonemang.

[2] Craine (1973) s. 39 f., Ando-Modigliani (1969) s. 307.

så analyserats i en rad statliga betänkanden.[3] Med ett resonemang som till innehåll överensstämmer med ovanstående citat från Feldstein antas i SOU 1968:66 s. 88, att ett antal faktorer av produktionsteknisk art verkar höjande på produktiviteten vid en förlängning av veckoarbetstiden. Till skillnad från Feldstein antas emellertid att verkan från dessa produktivitetshöjande faktorer successivt, och i allt högre grad, reduceras av att de anställda genom ökad trötthet kommer att prestera ett sämre produktionsresultat per arbetstimme. Att fastställa den produktionstekniskt optimala veckoarbetstiden är naturligtvis *a priori* omöjligt. Utredningen avrundar emellertid sin diskussion med att: "Det är troligt, eller i varje fall hävdas det, att man i högindustrialiserade länder för närvarande genomsnittligt sett för hela näringslivet befinner sig under den produktionsoptimala arbetstiden." (SOU 1968:66, s. 89.)[4]

Även variationen i personalstyrkans sammansättning kan antas påverka den genomsnittliga produktiviteten. Dougherty (1972) antar t ex att produktiviteten varierar mellan olika arbetstagarkategorier, samt att det föreligger substitutionsmöjligheter mellan dem. En sådan ansats kan naturligtvis kombineras med ovan diskuterade produktionsmodeller. Avsaknad av relevanta data gör emellertid att det empiriska värdet av denna ansats är begränsat. Två yrkeskategorier är det dock möjligt att särskilja, nämligen arbetare och tjänstemän.

Kuh (1965, b) antar att den i empiriska undersökningar uppmätta höga outputelasticiteten kan förklaras av produktivitetsskillnader mellan arbetare och tjänstemän. Tjänstemännens arbetsproduktivitet är på marginalen definitionsmässigt lika med noll; tjänstemännen kan produktionsteoretiskt betraktas som en fix faktor. Av detta följer också, att tjänstemännens antal ej kommer att variera över konjunkturcykeln i samma utsträckning som arbetarnas. I Kuhs analys antas att inga substitutionsmöjligheter mellan arbetare och tjänstemän föreligger, och att labor hoarding endast förekommer i tjänstemannakategorin.

[3] SOU 1956:20, 1962:17 och 1968:66 s. 88 f.

[4] En för Sverige specifik faktor, som sannolikt minskar produktivitetsskillnaden mellan övertid och ordinarie arbetstid är vår internationellt sett höga andel ackordsarbete. Denna produktionsform kan antas ge mindre utrymme för "arbetstidssvinn" än den i exempelvis USA vanligare timlöneformen. Det senare antagandet implicerar å andra sidan att ackordsarbete medför högre arbetsproduktivitet än timlönesystemet. Varierar relationen mellan den förra och den senare löneformen över cykeln, vilket exempelvis Lucas (1970, s. 25) antar, måste detta förstärka tendensen till variation i den empiriskt uppskattade aggregerade produktiviteten. Vad gäller ackordsandelen saknas kvartalsdata. Det torde emellertid kunna antas att den kortsiktiga variationen i denna andel inte är hänförlig till kortsiktiga produktionsöverväganden inom det enskilda företaget, utan snarare förklaras av variationen i efterfrågans sammansättning. Däremot finns naturligtvis en kostnadsmässig förklaring till de långsiktiga utvecklingstrenderna för denna variabel. Databristen torde i detta fall inte spela någon större roll p g a att variationen i denna variabel sannolikt inte är av den storleksordningen att den skulle kunna påverka estimationsresultaten.

Slutsatsen av denna analys är därför att variationen i den empiriskt skattade outputelasticiteten skulle kunna elimineras om tjänstemanna- och arbetartimmarna gavs de riktiga vikterna vid aggregeringen till NH. Empiriska test ger emellertid vid handen att Kuhs hypotes inte ger hela förklaringen, då outputelasticiteten är större än ett även för arbetare separat.[5]

Syftet med diskussionen i detta avsnitt är att komma fram till en med den i kapitel 2 genomförda kostnadsanalysen konsistent specifikation av sambandet mellan den observerbara variabeln NH och $(NH)^Q$, den variabel som skall genereras av den inverterade produktionsmodellen för att ingå i sysselsättningsfunktionen. Detta samband kan nu specificeras:

$$(NH)^Q = NH(1-NHTJ - NHR - NHU + a_1 NHX) \qquad 4.2$$

där NHTJ = tjänstemannaandelen av den totala betalda arbetstiden, NH
NHR = labor hoarding-andelen av NH
NHU = anställdas under inskolning genomsnittliga bortfall av produktiv arbetstid i procent av NH
NHX = övertidsandelen av NH
a_1 är en parameter som uttrycker produktivitetsskillnaden mellan övertidsarbete och normal arbetstid

Ekvation 4.1 är således endast ett specialfall av ekvation 4.2. Sambandet mellan $(NH)^Q$ och NH är emellertid inte operationellt definierat i vare sig ekvation 4.1 eller 4.2; i båda ekvationernas högerled ingår nämligen icke observerbara storheter.

För att komma förbi detta problem kan man välja antingen att behandla $(NHTJ + NHR + NHU - a_1 NHX) = \gamma$ som ett mätfel i $(NH)^Q$-variabeln, eller också kan man välja att skatta uttrycket innanför parantesen med hjälp av någon proxyvariabel. Jag kommer ej att tillämpa den senare metoden förrän vid estimeringen av den slutliga specifikationen av $(NH)^Q$-ekvationerna. Skälet till detta är rent praktiskt, vilket kommer att framgå av diskussionen nedan.

4.3 Resultat av estimeringsförsöken

Syftet med detta kapitel är att skatta den vid en given produktion tekniskt sett effektiva arbetsinsatsen av normalarbetstimmar $(NH)^Q$. Med utgångspunkt från ett mikroproduktionssamband med fixa koefficienter har jag diskuterat tre alternativa sätt att specificera den kortsiktiga aggregerade rela-

[5] Se exempelvis Ball–St Cyr (1966) ekvation 1, tabell 4, samt tabell 4.1 nedan.

tionen mellan produktionsvolym och produktionsfaktorinsats av arbete. För att det utifrån tidsseriedata skall vara möjligt att estimera dessa modeller är det nödvändigt att först rensa bort inverkan av sådana faktorer som påverkar den långsiktiga produktivitetstillväxten; faktorer som den tekniska utvecklingen, strukturomvandlingen, den höjda utbildningsnivån o s v. Det skulle naturligtvis i hög grad öka värdet på modellerna om de kunde specificeras på ett sådant sätt att även dessa långsiktiga effekter kunde urskiljas vid estimering. Som en första approximation har jag emellertid skattat den samlade inverkan från dessa variabler med hjälp av en exponentiell trend.

Innan jag redovisar mina försök att med hjälp av ekonometriska metoder diskriminera mellan de två i föregående kapitel diskuterade årgångsmodellerna skall jag redovisa resultatet av några olika estimeringar av en inverterad makroproduktionsfunktion med fixa koefficienter. Denna modell specificeras på följande sätt i loglinjär form:

$$\ln NH = a_0 + a_1 t + a_2 \ln Q + e \qquad 4.3$$

där $(NH)^Q$ operationaliserats med NH och där $1/a_2$ kan tolkas som outputelasticiteten m a p förändringar i arbetsinsatsen. t är en tidstrend ($t = 1...n$) och e är en residualterm.[6]

Syftet med denna estimation är att ge en uppfattning om storleken på den empiriska outputelasticiteten för olika slags aggregat. De i tabell 4.1 presenterade estimationsresultaten kan emellertid också ses som en naiv jämförelsenorm mot vilken resultaten av de längre fram redovisade estimeringarna kan ställas.[7]

De skattade outputelasticiteterna för arbetsinsatsen, $1/a_2$, är av väntad storleksordning, med exempelvis de i Nerlove (1967) refererade studierna som referensram. Samtliga i tabell 4.1 redovisade elasticiteter är signifikant större än ett. Att elasticiteten är större än ett antas i merparten studier uttrycka ett stöd för labor hoarding-hypotesen liksom det faktum att a_2 för industritjänstemän är omkring noll. De låga Durbin-Watson värdena antyder förekomsten av positiv autokorrelation. Förklaringen till detta kan vara att någon variabel, exempelvis labor hoarding-variabeln, utelämnats i modellen.

[6] Exempel på aggregerade sysselsättningsfunktioner som estimerats från produktionsfunktioner av detta slag är Brechling (1965) och Danmarks statistiks økonomiske model (1974).

[7] Estimeringarna har genomförts på säsongrensade data. Mot detta förfaringssätt talar att produktionsfunktionen är en teknisk relation (jämför Fair, 1969, s. 20 ff). För talar den höga aggregationsnivån; olika säsongmönster i hög- och lågproduktiva branscher ger nämligen upphov till säsongsvängning i aggregatet.

Tabell 4.1 Estimerade koefficienter; ekvation 4.3.[8]

NH avser	konst.	0.lt	ln Q	$\bar{R}^2$	DW	est. per.
1. Ind.arb. o. tj.	14.97	−0.09	0.31	0.881	1.29	1965:1–73:4
	(9.4)	(−4.4)	(1.7)			
2. Ind.arb.	10.81	−0.14	0.61	0.926	0.71	– ” –
	(7.6)	(−7.3)	(7.2)			
2b. –”–	10.47	−0.14	0.67	0.954	0.83	1961:2–73:4
	(13.0)	(−11.5)	(7.2)			
3. Ind.tj.	4.99	−0.00	−0.03	0.001	1.13	1967:1–73:4
	(3.6)	(−0.0)	(−0.2)			
4. Övr. närings-	1.23	−0.07	0.57	0.785	1.95	1965:1–73:4
livet arb. o. tj.	(0.7)	(−5.4)	(3.1)			

Ekvation 4.3 är specificerad med utgångspunkt från en mikroteoretisk ansats. Skattningen av denna modell på aggregerade data är teoretiskt otillfredsställande, då den skattade elasticiteten implicerar tilltagande skalavkastning vid en kortsiktig expansion av outputvolymen.

I den första aggregerade ansatsen förutsattes i Fairs anda att outputelasticiteten m a p arbetsinsatsen är lika med ett. Det andra steget var att interpolera produktivitetstopparna linjärt och därefter anta att sammanbindningslinjen motsvarade $(Q/NH)_{max}$, d v s, att

$$\left[\frac{Q}{NH}\right]_{max} = \frac{Q}{(NH)^Q} = \frac{Q}{NH(1-NHR)}$$

Fairs sätt att specificera den aggregerade produktionsfunktionen genom att dels *a priori* låsa outputelasticiteten till ett, dels införa en *ad hoc*-hypotes om labor hoarding är inte invändningsfri. Ta det andra problemet först; att definiera $Q/(NH)^Q$ genom att interpolera produktivitetstopparna innebär naturligtvis ett visst mått av godtycke. Gäller exempelvis den ovan diskuterade hypotesen att produktiviteten stiger vid ökat övertidsuttag är det ej längre självklart att trenden skall gå igenom produktivitetstopparna, utan ett fullt tänkbart alternativ är en ekvation:[9]

$$\ln \frac{Q}{(NH)^Q} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 t \qquad 4.4$$

[8] Talen innanför parenteserna är t-värden för resp. koefficient. Samtliga dataserier är säsongkorrigerade med en av prof. E. Ruist utvecklad multiplikativ metod. Q står för förädlingsvärde deflaterat till 1968 års priser, NH är antal arbetade timmar enligt nationalräkenskapsdata och SM AM.

$\bar{R}^2$ är determinationskoefficienten korrigerad för antalet frihetsgrader och DW, Durbin-Watson index, är ett test på förekomsten av positiv autokorrelation i residualtermen.

[9] Modellen blir genom denna marginella omspecificering identisk med den ovan diskuterade mikroansatsen, ekvation 4.3, under antagandet att resttermen e i 4.3 inkluderar $\ln(1-\gamma)$-faktorn.

där a_0 och a_1 är de estimerade koefficienterna i ekvationen

$$\ln \frac{Q}{NH} = a_0 + a_1 t + \{\epsilon + \ln(1 - \gamma)\} = a_0 + a_1 t + e$$

där ε = residualtermen och γ mätfelet i $(NH)^Q$-variabeln.

Tabell 4.2 Estimerade koefficienter; ekvation 4.4.

Q/NH avser	konst.	0.lt	$\bar{R}^2$	DW	est.per.
1. Ind.arb.	−7.28	0.18	0.988	0.75	1965:1–73:4
	(−1011.9)	(53.3)			
2. Ind.arb. o. tj.	−8.80	0.17	0.980	1.13	– ” –
	(−982.3)	(40.9)			
3. Övr. näringslivet arb. o. tj.	2.78	0.09	0.969	2.47	– ” –
	(456.4)	(33.0)			

Den andra svagheten i denna ansats är att outputelasticiteten fixerats till ett, vilket implicerar fixa koefficienter även på aggregerad nivå. Detta är naturligtvis otillfredsställande med tanke på den aggregerade produktionsapparatens heterogena sammansättning, men också med utgångspunkt från Leif Johansens krav på den kortsiktiga aggregerade produktionsfunktionen, nämligen att denna skall karaktäriseras av avtagande skalavkastning i en rörlig produktionsfaktor.

Ett skäl att presentera estimationsresultaten av ”Fairs modell”, ekvation 4.4, i tabell 4.2 är att koefficienten framför t ger en uppfattning om den långsiktiga genomsnittliga produktivitetstillväxten under observationsperioden, vilket är av intresse bl a för diskussionen i kapitel 6.7 och 8.3 (för industriarbetare har den årliga genomsnittliga produktivitetstillväxten således varit $0.018 \cdot 4 = 0.07$). Ett andra skäl att presentera estimationsresultaten är att $\bar{R}^2$-värdena kan ses som jämförelsenorm för de nedan redovisade estimeringarna av Q/NH-ekvationerna.

I FMP-ansatsen antas, i överensstämmelse med Johansen, att maskinerna vid en konjunkturuppgång insättes i fallande produktivitetsordning. Denna hypotes implicerar en negativ koefficient framför kapacitetsutnyttjandevariabeln, Q/Q^C,[10] i en ekvation av följande slag:

$$\ln \frac{Q}{(NH)^Q} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 t + \hat{a}_2 \ln \frac{Q}{Q^C} \qquad 4.5$$

där parametrarna skattats i ekvationen

[10] Detta kapacitetsmått, aktuell output, Q, dividerad med kapacitetsoutput, Q^C, mätt som en linjär interpolation mellan produktivitetstopparna, utnyttjades exempelvis i Wharton School-modellen utvecklad i Klein (1964).

$$\ln \frac{Q}{NH} = a_0 + a_1 t + a_2 \ln \frac{Q}{Q^C} + \{\epsilon + \ln(1+\gamma)\} = a_0 + a_1 t + a_2 \ln \frac{Q}{Q^C} + e$$

Tabell 4.3 Estimerade koefficienter; ekvation 4.5

Q/NH avser	konst.	0.lt	$\ln \frac{Q}{Q^C}$	$\bar{R}^2$	DW	est. per.
1. Ind. arb.	−7.28	0.18	0.39	0.989	0.70	1965:1–73:4
	(−1003.7)	(52.9)	(2.5)			
2. Ind. arb. o tj.	−8.79	0.18	0.69	0.986	1.27	– ” –
	(−1078.9)	(45.8)	(3.9)			
3. Övr. näringslivet arb. o tj.	2.80	0.09	0.80	0.977	1.78	– ” –
	(367.0)	(37.5)	(3.7)			

De estimationsresultat för ekvation 4.5 som presenteras i tabell 4.3 är otillfredsställande p g a att tecknet på koefficienterna framför kapacitetsutnyttjandevariabeln ej står i överensstämmelse med hypotesen om avtagande skalavkastning på marginalen. Resultatet av dessa estimeringar ger således ej stöd för hypotesen att konkurrensen inom en bransch tvingar de minst produktiva anläggningarna att i konjunkturens nedgångsfas före övriga anläggningar dra ner på sin produktion och i en uppgångsfas efter övriga anläggningar öka sin produktion. Denna slutsats skall emellertid ej tolkas så att hypotesen är felaktig. Det torde snarare vara så att variationen i efterfrågan på de olika branschernas produkter inte är lika stor eller inte är i fas. P g a den stora variationen i produktivitet mellan branscherna kommer denna variation i efterfrågans sammansättning att påverka den genomsnittliga produktiviteten för industriaggregatet. Det positiva tecknet på Q/Q^C-koefficienten kan naturligtvis också förklaras med att labor hoarding-variabeln utelämnats och att Q/Q^C-variabeln är starkt negativt korrelerad med denna variabel.

Hypotesen att variationen i industriaggregatets branschsammansättning påverkar den genomsnittliga produktiviteten för detta aggregat kan testas med följande modell:

$$\ln \frac{Q}{(NH)^Q} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 t + \hat{a}_2 \ln \frac{K}{(NH)^Q} \qquad 4.6$$

där K är ett mått på den faktiskt utnyttjade kapitalinsatsen.[11] Min hypotes är att $K/(NH)^Q$ mäter variationen i aggregatets sammansättning. Parametrarna skattas i ekvationen

[11] K mäts i milj. MWh. ”Data on the relative utilization of electric motors provides an indicator of the relative utilization of capital in manufacturing, since electric motors are the predominant source of power there.” Jorgensen–Griliches (1967) s. 265.

$$\ln \frac{Q}{NH} = a_0 + a_1 t + a_2 \ln \frac{K}{NH} + \{\epsilon + (1-a_2)\ln(1-\gamma)\} =$$

$$= a_0 + a_1 t + a_2 \ln \frac{K}{NH} + e$$

Tabell 4.4 Estimerade koefficienter; ekvation 4.6

Q/NH avser	konst.	0.lt	$\ln \frac{K}{NH}$	$\bar{R}^2$	DW	est.per.
1. Ind.arb.	3.23	0.09	0.47	0.996	1.03	1965:1–73:4
	(35.2)	(7.9)	(7.3)			
2. Ind.arb. o. tj.	2.58	0.07	0.57	0.993	0.99	– ” –
	(150.3)	(5.7)	(7.9)			

De i tabell 4.4 presenterade resultaten av estimeringarna av ekvation 4.6 ger fullt tillfredsställande värden på determinationskoefficienten. Skattningen ger vidare stöd för hypotesen att en stor del av den kortsiktiga fluktuationen i den aggregerade produktiviteten kan förklaras av variationen i aggregatets sammansättning.[12] Det låga Durbin-Watson-värdet kan antas vara en följd av att γ-variabeln utelämnats vid estimeringen av ekvationen.

Då mitt syfte ej i första hand är att skatta produktiviteten utan $(NH)^Q$ är det bättre att ekvation 4.6 skrivs på följande form:

$$\ln \frac{(NH)^Q}{K} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 t + \hat{b}_2 \ln \frac{Q}{K} \qquad 4.7$$

där parametrarna estimerats enligt ekvation 4.8 nedan och där γ-variabeln dels inkluderats i restfaktorn, dels skattats med hjälp av en proxyvariabel.

$$\ln \frac{NH}{K} = b_0 + b_1 t + b_2 \ln \frac{Q}{K} + \{\bar{\epsilon} - \ln(1-\gamma)\} =$$

$$= b_0 + b_1 t + b_2 \ln \frac{Q}{K} + \bar{e} \qquad 4.8$$

Slumptermen, $\bar{e}$, innehåller alltså en term $(1-\gamma)$, som kan tolkas som ett ”mätfel” i den förklarade variabeln. Är mätfelet korrelerat med argumentvariabeln, Q/K, ger en estimation av ekvation 4.8 biased estimat på parametrarna. Detta kan ju också antas vara förklaringen till de låga elasticiteterna i ekvation 4.3. Även om det i ekvation 4.8 skulle råda oberoende mellan argumentet, Q/K, och residualtermen saknar modellen en förklarande variabel. Skattningen av parametrarna blir i detta fall unbiased men däremot ej oberoende av valet av skattningsperiod. Då γ inte är direkt observer-

[12] I Kuh (1965, a) testas och förkastas hypotesen att variationen i den aggregerade produktiviteten beror på variationen i aggregatets sammansättning.

bar skulle en lämplig proxyvariabel kunna förbättra estimatets effektivitet.

Variabeln γ består av fyra komponenter. Dessa kan antas starkt multikollineara, men också starkt samvarierande med konjunkturen, dock ej nödvändigtvis helt i fas. I testkörningarna nedan har jag prövat log-linjära funktioner av Q/Q^C resp. Q/Q_{-1} som proxyvariabler för $(1-\gamma)$:

$$\ln(1-\gamma) = c_0 + c_1 \ln \frac{Q}{Q_{-1}} + e_1 \qquad 4.9$$

alternativt

$$\ln(1-\gamma) = d_0 + d_1 \ln \frac{Q}{Q^C} + e_2 \qquad 4.10$$

Estimationen av ekvation 4.8 enligt ovan och med proxyvariabler enligt ekvationerna 4.9 resp. 4.10 redovisas i tabellerna 4.5 och 4.6. Skattningarna har genomförts med och utan Cockran-Orcutts metod för att reducera autokorrelationen i residualtermen.[13]

Samtliga nio estimerade ekvationer uppvisar mycket höga värden på determinationskoefficienten. I de ekvationer som har skattats med Cockran-Orcutts metod är autokorrelations-koefficienten signifikant. Detta är enligt min uppfattning emellertid inte ett tillräckligt skäl för att sätta dessa estimationer framför dem som redovisas i tabell 4.5. Jag skall återkomma till detta nedan.

De skattade koefficienterna är signifikanta för de i ekvationerna ingående variablerna. Koefficienten framför ln(Q/K) kan tolkas som elasticiteten för arbetsinsatsen m a p förändringar i outputvolymen. Denna elasticitet är klart över ett både för arbetare separat och för samtliga anställda i de skattningar som redovisas i tabell 4.5. Den ekonomiska tolkningen av detta är, att industrin i överensstämmelse med teorin, vid en konjunkturuppgång har avtagande skalavkastning på marginalen i produktionsfaktorn arbete givet kapitalinsatsen. Att detta fenomen inte framkommer vid en direkt estimation av elasticiteten, som i ekvation 4.3, skulle således inte endast bero på förekomsten av labor hoarding under lågkonjunkturer, vilket vanligtvis anförts, utan även på det faktum att industriaggregatets sammansättning varierar över konjunkturen. När denna aggregationseffekt, för vilken variabeln K utgjort en proxy, rensats bort är elasticiteten > 1 för såväl arbetare som för samtliga anställda.

När ekvation 4.8 skattas med Cockran-Orcutts metod (se tabell 4.6) så sjunker outputelasticiteten markant för arbetare medan den förblir oförändrad för samtliga anställda. Syftet med estimeringarna är att skatta output-

[13] Fotindexen M står för industri (Ma för arbetare i industrin), motsvarande index för övriga näringslivet är N. Beteckningen ρ står för första ordningens autokorrelation.

Tabell 4.5. Estimerade koefficienter; ekvation 4.8.

NH/K avser	konst.	0.1t	$0.001t^{14}$	$\ln\frac{Q}{K}$	$\ln\frac{Q}{Q^C}$	$\ln\frac{Q}{Q_{-1}}$	$\bar{R}^2$	DW	est.per.
1. Ind.arb.	1.00	−0.22	0.05	1.14			0.996	0.87	1961:2–73:4
	(72.1)	(−25.5)	(3.7)	(10.7)					
2. –"–	0.98	−0.21	0.04	1.15	−0.27		0.996	0.80	– " –
	(57.3)	(−21.9)	(2.2)	(11.2)	(−2.2)				
3. –"–	1.02	−0.21	0.05	1.06		−0.54	0.996	0.98	– " –
	(74.3)	(−27.6)	(3.7)	(10.6)		(−3.3)			
4. –"–	0.66	−0.18		1.27			0.990	0.70	1965:1–73:4
	(22.7)	(−56.5)		(8.1)					
5. –"–	0.63	−0.18		1.36	−0.47		0.992	0.71	– " –
	(23.9)	(60.0)		(9.7)	(−3.3)				
6. –"–	0.69	−0.18		1.14		−0.68	0.992	0.74	– " –
	(25.0)	(−63.7)		(7.9)		(−3.2)			
7. Ind. arb. o. tj.	1.86	−0.17		1.21			0.981	1.06	– " –
	(49.8)	(−41.8)		(6.0)					
8.–"–	1.82	−0.18		1.35	−0.76		0.988	1.24	– " –
	(59.3)	(−50.1)		(8.3)	(−4.6)				
9. –"–	1.90	−0.17		1.05		−0.83	0.985	1.21	– " –
	(52.5)	(−46.4)		(5.5)		(−2.9)			

[14] För industriarbetare är även t^2 signifikant och har därför medtagits, vilket implicerar en avtagande produktivitetstillväxt.

Tabell 4.6. Estimerade koefficienter; ekvation 4.8.

NH/K avser	konst.	0.1t	$0.001t^2$	$\ln\frac{Q}{K}$	$\ln\frac{Q}{Q^C}$	$\ln\frac{Q}{Q_{-1}}$	$\bar{R}^2$	DW	ρ	est. per.
1. Ind.arb.	1.02	−0.21	0.05	0.98			0.997	1.86	0.62	1961:1–73:4
	(51.5)	(−13.3)	(1.8)	(11.3)					(5.6)	
2. –"–	0.99	−0.20	0.04	1.00	−0.46		0.998	1.89	0.70	– " –
	(38.1)	(−10.6)	(1.1)	(12.9)	(−3.3)				(7.0)	
3. –"–	1.03	−0.21	0.05	0.96		−0.32	0.998	1.89	0.63	– " –
	(55.2)	(−14.4)	(1.8)	(12.0)		(−3.1)			(5.7)	
4. –"–	0.71	−0.18		1.03			0.994	1.89	0.69	1965:1–73:4
	(22.6)	(−23.1)		(7.7)					(5.7)	
5. –"–	0.67	−0.18		1.06	−0.65		0.996	1.82	0.82	– " –
	(17.5)	(−15.1)		(9.6)	(−3.8)				(8.6)	
6. –"–	0.71	−0.18		1.01		−0.40	0.996	1.93	0.73	– " –
	(24.5)	(−22.7)		(8.7)		(−3.3)			(6.5)	
7. Ind. arb.	1.86	−0.17		1.22			0.984	1.92	0.47	– " –
o. tj.	(43.5)	(−23.6)		(5.7)					(3.2)	
8. –"–	1.81	−0.17		1.31	−0.92		0.989	1.93	0.44	– " –
	(48.8)	(−29.7)		(7.3)	(−3.9)				(3.0)	
9. –"–	1.87	−0.17		1.16		−0.64	0.987	1.83	0.44	– " –
	(48.3)	(−27.3)		(5.9)		(−2.7)			(2.9)	

elasticiteten för arbetare och samtliga anställda. Om dessa estimat inte svarar mot den teoretiska modellens krav måste såväl modell som skattningsmetod sättas i fråga.

Om Q/K är okorrelerad med residualtermen ger båda skattningsmetoderna unbiased estimat av outputelasticiteten, b_2. I detta fall skall den skattade b_2-koefficienten inte skilja sig för arbetare skattade separat och för samtliga anställda. Resultaten i tabell 4.5 motsäger inte ett sådant antagande medan resultaten i tabell 4.6 gör det.

Om Q/K är negativt korrelerad med den utelämnade labor hoarding-variabeln så kan man *a priori* vänta sig att outputelasticiteten för arbetare separat skall vara större än för samtliga anställda (jämför estimationen av ekvation 4.3 i tabell 4.1). I detta fall skulle Q/Q^C kunna vara en lämplig proxy; $r(Q/K, Q/Q^C) > 0$. Resultatet i tabell 4.5 motsäger inte heller hypotesen om en svagt negativ korrelation medan resultaten i tabell 4.6 gör detta.

Om Q/K är positivt korrelerad med den utelämnade labor hoarding-variabeln så kan man *a priori* vänta sig att outputelasticiteten för arbetare separat skall vara större än för samtliga anställda. I detta fall skulle Q/Q_{-1} kunna vara en lämplig proxy; $r(Q/K, Q/Q_{-1}) < 0$. Resultatet i tabell 4.6 motsäger inte direkt hypotesen om positiv korrelation, vilket däremot resultaten i tabell 4.5 gör. Är det då riktigt att tolka de skattningar som presenteras i tabell 4.6 som ett uttryck för positiv korrelation mellan Q/K och den utelämnade labor hoarding-variabeln? Om labor hoarding-variabeln också kan antas korrelerad med residualtermen är detta knappast riktigt. I detta fall borde rimligtvis koefficienten ha fallit mera för samtliga anställda än för arbetare när jag ändrade skattningsmetod.

Min slutsats är att resultaten i tabell 4.5 är konsistenta med ett antagande om att Q/K är okorrelerad, eller mycket svagt negativt korrelerad, med residualtermen och följaktligen kan $\hat{b}_2$ antas vara ett unbiased estimat. Av detta följer också att man kan välja de estimeringar där någon proxyvariabel inte ingår; i detta fall utgör skillnaden i outputelasticitet mellan dessa skattningar och de med proxyvariabler nämligen endast ett mått på den linjära bindningen mellan Q/K-variabeln och proxyvariabeln.

Återstår då frågan varför estimaten på outputelasticiteten för arbetare separat skiljer sig så mycket mellan tabellerna. Detta torde kunna förklaras av mätfel i Q-variabeln till följd av beroende mellan $(NH)_{Ma}$ och Q_M.[15] Detta beroende är en följd av att den kortsiktiga variationen i Q-variabeln för omkring 50 procent av industriaggregatet kan hänföras till sysselsättnings-

[15] Förädlingsvärdet, Q, är behäftat med även andra mätfel. Förädlingsvärdet definieras i löpande priser som $pQ - \Sigma v_i q_i$, där v_i är inputpriser och q_i inputkvantiteter. För att få ett mått på den volymmässiga utvecklingen är det nödvändigt att deflatera både output- och inputsidan (Geary-metoden). SCB saknar emellertid underlag för att genomföra detta. Där-

data.[16] Detta problem tycks störa mindre vad gäller $(NH)_M$-serien.[17]

Den i estimeringarna ovan använda Q-variabeln kan delas upp på följande sätt med utgångspunkt från skattningsmetod:

$$\hat{Q} = a_0 Q + (1-a_0)\,[a_1 \triangle(NH)_{Ma} + \hat{Q}_{-1}]$$

där a_0 betecknar andelen av Q som mäts från produktionssidan.

Om input-outputkoefficienten a_1, varierar med variationen i företagens labor hoarding ger denna metod en riktig uppskattning av Q. Är a_1 däremot en konstant blir $\hat{Q}$ biased.

Skriv om ovanstående ekvation på följande form:

$$\hat{Q} = Q + (1-a_0)QNHR - (1-a_0)\;[a_1(NH)_{Ma-1} - \hat{Q}_{-1}]$$

där den andra termen kan antas vara en negativ funktion av Q och den tredje en positiv.

Cocran-Orcutts metod innebär i princip att den tredje termen i uttrycket ovan förs in som ytterligare en förklaringsvariabel i ekvation 4.8. Detta kan vara förklaringen till att b_2-koefficienten för arbetare separat sjunker så kraftigt när Cockran-Orcutts metod används.

Ekvation 4.7 kan skrivas:

$$\ln(NH)^Q = (1-\hat{b}_2)\,\ln(\frac{K}{Q}) + \ln Q$$

Är variabeln K/Q konstant över konjunkturcykeln implicerar modellen konstant skalavkastning. Under observationsperioden har K/Q emellertid positivt samvarierat med Q/NH. En en-procentig ökning av kapital-outputkvoten implicerar följaktligen en $(1-b_2)$-procentig minskning i $(NH)^Q$ givet Q. Amplituden i K/Q-svängningen har under observationsperioden varit i runda tal 8 procent, vilket motsvarar en dämpning i $(NH)^Q$-variationen av storleksordningen en och en halv procentenhet eller 10 tusen arbetare.

för måste förädlingsvärdets prisförändringar approximeras med avsaluproduktionens prisförändringar (se Statistisk tidskrift 1964:5).

$$(pQ - \Sigma v_i q_i)/p = Q - \tfrac{1}{p}\Sigma v_i q_i$$

Om v_i-serien är "leading" i förhållande till p-serien blir resultatet en procyklisk variation i Q. Betydelsen av denna felkälla är svår att uppskatta. Även förädlingsgradens konjunkturvariation kan tänkas ge upphov till en motsvarande effekt.

[16] Jämför Aspén–Bergström 1967.

[17] $(NH)_{Ma}$-serien är hämtad från SM AM och $(NH)_M$-serien från nationalräkenskapsdata.

Övriga näringslivet är en heterogent sammansatt sektor, vilket framgår av tabell 4.7.[18]

Tabell 4.7 Sysselsättning och produktivitet i övriga näringslivets delbranscher

Övriga näringslivet delbranscher, SNR-kod		Q/NH 1973 i 1968 års priser	Andel av sektorns sysselsättning i timmar 1973
4000	El-, gas-, värme- och vattenverk	73	0.02
5000	Byggnadsindustri	25	0.22
6000	Handel m.m.	17	0.34
7100	Samfärdsel	26	0.12
7000 (–7100)	Post, tele m.m.	17	0.04
8000 (–8300)	Banker m.m.	43	0.09
9000	Reparationer och service	14	0.16
4–9000	Övr. näringslivet	23	1.00

Min hypotes är att det för övriga näringslivet, index N, som för industrin, M, finns två förklaringsfaktorer till den konjunkturella variationen i Q/NH, nämligen dels variationen $(NH)^Q/NH$, dels variationen i $Q/(NH)^Q$. Vare sig vad gäller det förra problemet, d v s det som diskuterats som labor hoarding m m eller vad gäller variationen i den aggregerade produktionskoefficienten finns någon anledning att tro att det skulle föreligga någon skillnad mellan industrin och övriga näringslivet. Jag eftersträvar därför en till industrin analog modell för övriga näringslivet. Problemet är dock att det ej finns någon kapitalutnyttjandevariabel för den senare sektorn.

Om hypotesen att variationen i den genomsnittliga produktiviteten i övriga näringslivet, $Q_N/(NH)_N^Q$ kan förklaras av variationen i aggregatets sammansättning är riktig, skulle kännedom om de olika delbranschernas produktionsutveckling vara av stort värde. Dessa variabler genereras emellertid inte inom totalmodellens ram, varför jag valt att följa en indirekt väg och specificera efterfrågemodeller för de delbranscher inom övriga näringslivet där efterfrågan (produktion) fluktuerar mest. Så har efterfrågan i sektorn handel antagits vara en funktion av den privata konsumtionens utveckling, efterfrågan på transporttjänster en funktion av industriproduktionens utveckling o s v:

[18] Källor: SCB, Statistiska Tabeller Nr 1974:47 tabell 2A och 48 tabell 93.

$$Q(\text{handel}) = g_1(\overset{(+)}{CP}, \ldots)$$

$$Q(\text{transp.}) = g_2(\overset{(+)}{Q_M}, \ldots)$$

$$Q(\text{byggnadsind.}) = IB$$

$$Q(\text{rep. o. service}) = g_3(\overset{(+)}{Q_M}, \ldots) \text{ alternativt } g_4(\overset{(-)}{NHR_M}, \ldots),$$

där CP = total privat konsumtion
IB = totala bruttoinvesteringar i anläggningar och bostäder.

Modellen kan sammanfattas:

$$\frac{(NH)_N^Q}{Q_N} = f\left\{\frac{Q(\text{byggn.})}{Q_N}, \frac{Q(\text{transp.})}{Q_N}, \ldots\right\} =$$

$$= g\left\{\frac{IB}{Q_N}, \frac{Q_M}{Q_N}, \frac{CP}{Q_N}, \frac{NHR_M}{Q_N}, \ldots\right\} \qquad 4.11$$

$(NH)_N^Q$ kan alltså skattas på följande sätt:

$$\ln\frac{(NH)_N^Q}{Q_N} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 t + \hat{c}_2 \ln\frac{IB}{Q_N} + \hat{c}_3 \ln\frac{Q_M}{Q_N} + \hat{c}_4 \ln\frac{CP}{Q_N} + \hat{c}_5 \ln\frac{NHR_M}{Q_N}$$

4.12

där parametrarna estimerats i en ekvation där $(NH)_N^Q$ operationaliserats med $(NH)_N(1-\gamma)$ och där $(1-\gamma)$ som för industrin dels inkluderats i restfaktorn, dels skattas med proxyvariabler.

Ett problem i skattningen av denna modell är att det föreligger korrelation mellan några i modellen ingående variabler (multikollinearitetsproblem). Således är IB starkt negativt korrelerad med Q_M, $(1-\gamma)$-proxyn, $Q_N/(Q_{N-1})$, negativt korrelerad med Q_M/Q_N och $(1-\gamma)$-proxyn, Q_N/Q_N^C, negativt korrelerad med Q_M/Q_N och NHR_M/Q_N och positivt korrelerad med IB/Q_N. Detta medför svårigheter att tolka proxyvariablerna.

I de ekvationer jag valt ut, se tabell 4.8, har de skattade koefficienterna rätt tecken och är med något undantag signifikanta. Determinationskoefficienten är också tillfredsställande. I dessa estimationer föreligger heller inte något problem med autokorrelation i residualtermen. Koefficienten framför variabeln CP/Q_N var inte signifikant i någon skattning. Q_N/Q_N^C-variabeln förbättrade p g a korrelationen med övriga förklaringsvariabler inte estimationsresultaten. Elasticiteten för arbetsinsatsen m a p förändringar i outputvolymen är i skattningarna 1, 2 och 5 större än ett och i övriga mindre än ett. Att tolka denna elasticitet i termer av avtagande respektive tilltagande skalavkastning är med tanke på modellens specifikation oegentligt.

Huruvida skattningarna av $(NH)^Q$ för övriga näringslivet är bra eller dåliga går ej att avgöra enbart utifrån nivån på determinantionskoefficient, Durbin-Watson index eller koefficienternas t-värden. För även om specifikationen teoretiskt sett är tillfredsställande kan förklaringsvariablerna dels vara korrelerade inbördes, dels vara korrelerade med residualtermen, vilket kan göra $(NH)^Q$-skattningarna biased. Vilken ekvation jag slutgiltigt skall välja för skattning av $(NH)^Q$ går därför inte att avgöra på detta stadium; det enda relevanta sättet att diskriminera mellan de olika skattningarna är med utgångspunkt från hur väl de fungerar i estimeringen av den slutliga sysselsättningsekvation där NH^Q är en förklaringsfaktor. Sysselsättningsekvationen estimeras i kapitel 6.

Tabell 4.8 Estimerade koefficienter; ekvation 4.12

NH/Q avser[19]	konst.	0.1t	$\ln \frac{Q_M}{Q_N}$	$\ln \frac{IB}{Q_N}$	$\ln \frac{NHR_M}{Q_N}$	$\ln \frac{Q_N}{Q_{N-1}}$	$\bar{R}^2$	DW	ρ	est. per.
1. Övr. näringslivet	1.74	−0.10		−0.11			0.974	2.06	−0.31	1965:2–73:3
arb. o. tj.	(34.9)	(−37.6)		(−1.8)					(−1.9)	
2. –"–	1.73	−0.10		−0.12		−0.66	0.980	1.99	−0.002	– " –
	(32.7)	(−32.5)		(−2.0)		(−3.9)			(−0.1)	
3. –"–	1.97	−0.11	0.35				0.977	2.12	−0.09	– " –
	(39.5)	(−14.7)	(2.8)						(−0.5)	– " –
4. –"–	3.71	−0.11	0.41		0.18		0.981	2.23	−0.19	– " –
	(5.6)	(−13.9)	(3.6)		(2.6)				(−1.2)	
5. –"–	2.69	−0.09		−0.11	0.10	−0.63	0.981	2.02	−0.03	– " –
	(4.1)	(−17.2)		(−1.8)	(1.5)	(−3.7)			(−0.2)	
6. –"–	3.45	−0.10	0.30		0.16	−0.37	0.983	1.94	0.04	– " –
	(5.4)	(−13.9)	(2.6)		(2.4)	(−2.2)			(0.2)	

[19] NH-observationerna är aritmetiska genomsnitt för tre perioder, detta för att minska den slumpmässiga variationen i denna serie.

5 Företagets optimala arbetstidsuttag per anställd

5.1 Problemställning

Den teoretiska utgångspunkten för analysen av arbetsmarknadens efterfrågesida utgör den i kapitel 2 härledda sysselsättningsfunktionen. För att erhålla denna modell på skattningsbar form måste variabeln N^Q – företagets optimala arbetsstyrka vid en given produktion – operationaliseras.

Definitionsmässig gäller: $N^Q \equiv (NH)^Q/H^Q$, där $(NH)^Q$ motsvarar det för en given produktion effektiva arbetstidsuttaget mätt i för arbetstagarna genomsnittliga arbetstimmar. I kapitel 3 och 4 ovan har sambandet mellan produktionsnivå och $(NH)^Q$ diskuterats. För att sluta systemet återstår därför en ekvation som bestämmer H^Q. Syftet med detta kapitel är att specificera ett sådant samband. För att göra detta är det nödvändigt att utgå från de institutionella förhållandena på arbetsmarknaden vad gäller arbetstidslagstiftning m m.

5.2 Olika arbetstidsbegrepp

Den ordinarie arbetstiden är reglerad genom arbetstidslagstiftningen, och fr o m den 1.1.1973 gäller att den ordinarie veckoarbetstiden är maximerad till 40 timmar.[1] Detta var slutmålet i den arbetstidsförkortning på sammanlagt 2,5 arbetstimmar/vecka som inleddes 1971, och vilken var det senaste steget i det entydiga utvecklingsförlopp, som åtminstone vad gäller industriarbetarna, pågått under hela den industriella epoken.[2]

Den reglering av arbetstid och semestrar som sker lagstiftningsvägen avser heltidsanställda, och det är möjligt för en anställd att träffa avtal med sitt företag om kortare arbetstid. Detta har blivit allt vanligare, vilket lett till en successivt växande andel deltidsarbetande av arbetskraften. Härigenom har den för samtliga anställda genomsnittliga ordinarie arbetstiden, HA, i

[1] Proposition 1970:5.

[2] Årsarbetstiden för en industriarbetare har reducerats från över 3000 timmar vid sekelskiftet med mer än en tredjedel under de följande 70 åren. Silenstam (1970) s. 25. Jämför även tabell 5.4 nedan.

allt högre grad kommit att avvika från den i arbetstidslagarna reglerade maxtiden.[3]

Arbetstidslagarna kan sägas reglera arbetstagarkollektivets syn på hur individerna skall allokera sin tid mellan arbete och fritid. Individerna kan genom att åtaga sig frivillig övertid och extra arbete förlänga sin faktiska arbetstid, alternativt genom ökad frånvaro förkorta arbetstiden. Även företaget har möjlighet att påverka längden på den enskilda individens arbetstid. Arbetstidslagen ger företaget rätt att beordra övertidsarbete.[4] Å andra sidan har företagen mycket små möjligheter att påverka individernas frånvarofrekvens.

Med utgångspunkt från ovanstående diskussion kan man följaktligen definiera ett begrepp normalarbetstid, HS, som det maximala arbetsuttag vilket företagen genomsnittligt sett per kvartal kan räkna med att ta ut av de anställda utan att beordra övertid.

$$HS \equiv HA - F, \qquad 5.1$$

där F är de anställdas normalfrånvaro under ett kvartal. Det arbetstidsuttag per anställd för vilket företaget utbetalar lön, H, kan vidare definieras:

$$H \equiv \frac{NH}{N} \equiv HS + HX,$$

där NH betecknar totala antalet timmar företaget utbetalar löner för, N antalet anställda och HX antalet övertidstimmar.

I kapitel 2 ovan slutligen gjordes en distinktion mellan H, det genomsnittliga arbetstidsuttaget per anställd enligt lönebeskedet, och det faktiska (produktiva) arbetstidsuttaget HP. Den senare variabeln definieras som

[3] Den första milstolpen i arbetstidslagstiftningen är 1919 års lag om 48 timmars arbetsvecka. Helt genomförd var denna reform emellertid inte förrän mot slutet av fyrtio-talet. Mellan 1958 och 1960 genomfördes den följande etappen i arbetstidens reducering i och med att 45-timmarsveckan infördes. 1966 års centrala uppgörelse mellan SAF och LO innebar att den avtalsenliga ordinarie vecko-arbetstiden under åren 1967 och 1969 successivt förkortades till 42,5 timmar. Det senaste steget i denna process genomfördes mellan 1971 och 1973 då den avtalsenliga veckoarbetstiden reducerades till 40 timmar. (*Ibid.* s. 24, SOU 1968:66 s. 24.)

Veckoarbetstiden enligt arbetstidslagstiftningen är att betrakta som maxvärden. För vissa löntagargrupper, exempelvis gruvarbetare, arbetare i skiftgång samt vissa tjänstemannakategorier, har gällt en kortare arbetstid. Gapet i veckoarbetstid mellan tjänstemän och arbetare har emellertid reducerats successivt.

Lagstadgad semester, omfattande två veckor, beslöts 1938. Detta kom för de kollektivanställda att innebära en dubbelt så lång sommarledighet jämfört med tidigare praxis. 1951 förlängdes genom riksdagsbeslut semestern till tre veckor och 1964–65 infördes fyraveckors semester. Även vad gäller semesterförmåner har tjänstemannakollektivet varit privilegierat i jämförelse med arbetarna. (Silenstam, 1970, s. 25.)

Jämför även tabell 5.2–5.4 nedan.

[4] Jämför avsnitt 2.2.

$$HP \equiv \frac{(NH)^Q}{N} \quad ,$$

där $(NH)^Q$ står för det mot produktionen Q svarande tekniskt optimala arbetstidsuttaget.

Dessa tre definitioner ger den nödvändiga begreppsapparaten för en analys av begreppet optimal arbetstid per anställd, H^Q.

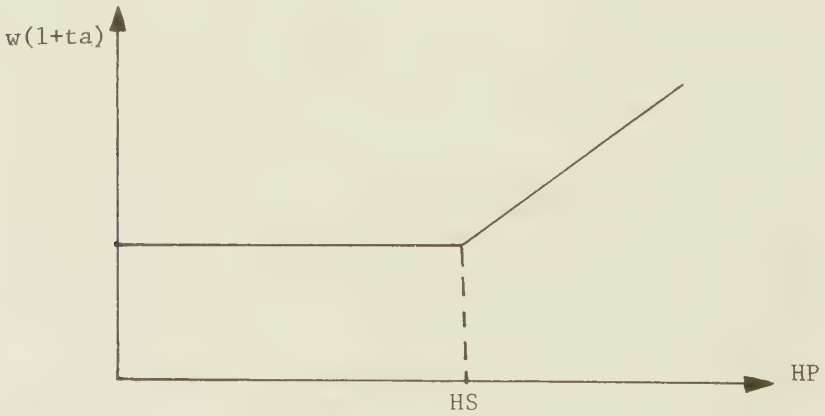
5.3 Företagets optimala arbetstidsuttag per anställd, H^Q

I flertalet ekonometriska arbetsmarknadsstudier definieras det i företagets perspektiv optimala genomsnittliga arbetstidsuttaget per anställd, H^Q, som

$$H^Q \equiv HS \qquad 5.2$$

Fair motiverar detta med att företagets lönekostnader per timme för arbetstagarna är konstanta för ett faktiskt arbetstidsuttag $HP \leqslant HS$, men att $HP \geqslant HS$ leder till övertidskostnader. Fairs resonemang kan åskådliggöras med figur 5.1 nedan.

Figur 5.1 Företagets genomsnittliga lönekostnad per arbetstimme vid olika arbetstidsuttag.[5]

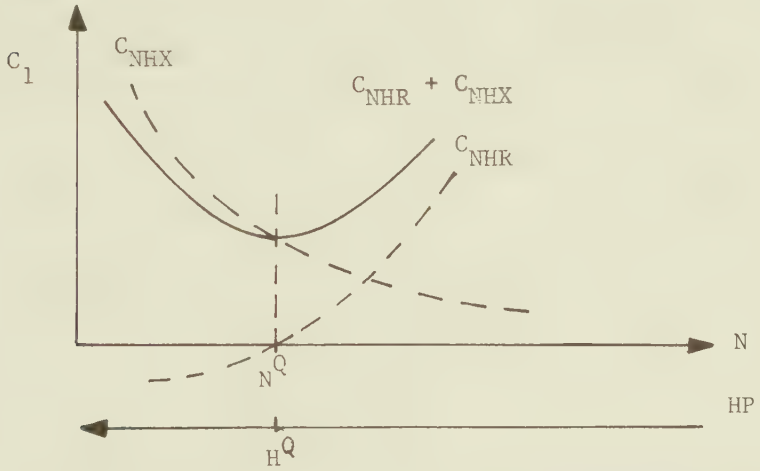


[5] *Beteckningar i figuren:* w = genomsnittlig reallön per arbetstimme, ta = arbetsgivaravgift i procent, HP = genomsnittligt produktivt arbetstidsuttag per anställd, HS = genomsnittlig arbetstid enligt avtal korrigerad för normal frånvaro; normalarbetstid.

Förutom den direkta lönekostnaden har företaget när HP < HS även labor hoarding-kostnader, därför måste enligt Fair kostnadsminimum ligga i "knät" vid HS.[6] Samma slutsats, och med utgångspunkt från ett snarlikt resonemang, finns också hos Ball–St Cyr (1966 s. 181) samtidigt som de senare (på s. 183) explicit slår fast att ". . . our model implies that there is a unique equilibrium level of hours worked per worker that is independent of variations in the output level.".

Ovanstående hypotes kan jämföras med den i kapitel 2.2 uppställda modellen för företagets kostnader i samband med förändringar av arbetstidsuttaget per anställda (se figur 5.2).

Figur 5.2 Företagets kostnader förknippade med förändringar i arbetsinsatsen per anställd.[7]



Denna modell implicerar att $H^Q > HS$. Förklaringen till detta är att labor hoarding och övertid ej är varandra uteslutande i ett kostnadsminimerande företag p g a att arbetsstyrkan är heterogent sammansatt vad gäller individernas personliga färdigheter, vilket begränsar möjligheten att substituera olika arbetstagarkategorier. (Jämför avsnitt 2.2.) Jag måste därför definiera en ny variabel, $(HX)^Q$, företagets optimala övertidsuttag, vilket också medför att ekvation 5.2 måste ersättas med följande uttryck:

$$H^Q \equiv HS + (HX)^Q \qquad 5.3$$

[6] Fair (1969) s. 8.

[7] *Beteckningar i figuren:* N = antal anställda, N^Q = den för en given produktion optimala arbetsstyrkan, C_{NHX} = övertidskostnader, C_{NHR} = labor hoarding-kostnader, H^Q = det ur företagets perspektiv optimala arbetsuttaget per anställd, HP = genomsnittligt produktivt arbetstidsuttag per anställd.

H^Q definierad enligt ekvation 5.3 skiljer sig således från den i ekonometriska modeller vanligtvis förekommande definitionen genom införande av $(HX)^Q$, det övertidsuttag som är nödvändigt vid en optimal kombination av antal sysselsatta och genomsnittligt arbetstidsuttag per sysselsatt.

5.4 Specificering av H^Q-modellen

Syftet med detta kapitel är att försöka finna ett mått på H^Q. För att erhålla ett sådant måste de oberoende variablerna i ekvation 5.3 definieras i empiriska termer. Då dessa variabler ej är direkt mätbara måste detta ske på indirekt väg.

$(HX)^Q$ påverkas naturligtvis om läget på någon av kostnadskurvorna i figur 5.2 ändras. I kapitel 2.5 ovan har jag antagit att läget på dessa båda kostnadsfunktioner är oberoende av konjunkturen. Jag har därför valt att operationalisera $(HX)^Q$ med $\overline{HX}$, det genomsnittliga övertidsuttaget över konjunkturcykeln.

$$(HX)^Q = \overline{HX} \qquad 5.4$$

Återstår frågan hur den successiva minskningen i genomsnittlig arbetstid per arbetstagare, HS, skall förklaras? I den ortodoxa valhandlingsteorin antas den enskilda individens arbetsutbud i timmar bestämmas av hans, utifrån sin välfärdssynpunkt, strävan efter en optimal kombination av ledighet och arbete. I denna modell antas vidare att effekten på individens arbetsutbud av en inkomstförändring kan uppdelas i en inkomst- och en substitutionseffekt. Den förra uppstår p g a att en inkomstökning ger utrymme för såväl ökad konsumtion av marknadsvaror som ökad fritid, medan den senare effekten förklaras av att inkomstförändringar även förändrar prisrelationen mellan fritidskonsumtion och varukonsumtion.[8]

Med denna valhandlingsteoretiska modell är det möjligt att förklara den successivt allt kortare individuella arbetstiden med att inkomsteffekten genomsnittligt sett varit positiv och i absoluta tal större än den negativa substitutionseffekten.[9]

Den centrala frågan när det gäller att förklara den successiva minskning-

[8] En invändning som brukar resas mot denna ansats är att den enskilda individen i realiteten har mycket små möjligheter att påverka den avtalsenliga arbetstiden. Argumentet mot en sådan invändning kan formuleras "... to each individual separately, the number of hours of work per week may be fixed, yet the level at which it is fixed is a result of the choices of individuals as a group.". (Friedman, 1971, s. 7.)

[9] Åtminstone en faktor torde vid sidan om den stigande disponibla inkomsten ha påverkat de olika kollektivens val av arbetstidsmål, nämligen den stigande skatteprogressiviteten.

en i genomsnittlig arbetstid per arbetstagare är om normalarbetstidens utveckling sker beroende eller oberoende av den konjunkturella utvecklingen. Kan det antas att HS utvecklas oberoende av produktions- och sysselsättningsläge är det inom ramen för en konjunkturmodell rimligt att acceptera en trend som första approximation. Min hypotes är emellertid att det föreligger ett konjunkturellt inflytande på normalarbetstiden, HS, vilken definierades som differensen mellan HA, det avtalsenliga arbetstidsuttaget och F, den normala frånvaron i timmar. HA påverkas av förändringar i andelen deltidsarbetande i arbetsstyrkan. Det föreligger empirisk evidens för att såväl denna andel, mätt som andelen kvinnor i arbetsstyrkan[10], som frånvarotalet utvecklas procykliskt, och min avsikt är att testa vilken betydelse detta har för H^Q.[11]

För att göra detta skall jag disaggregera variablerna i ekvation 5.1, vilka avser genomsnitt för hela arbetskraften, på män och kvinnor. Denna nya ekvation kan skrivas på formen:

$$HS = \frac{N_m}{N}\left\{(HA)_m - F_m\right\} + \frac{N_k}{N}\left\{(HA)_k - F_k\right\} \qquad 5.1'$$

där m står för män och k för kvinnor.

En stor del av variationen i variablerna F och N_k/N förklaras av andra orsaker än konjunkturutvecklingen. Det är emellertid endast den senare aspekten som är intressant i detta sammanhang. Varför modellen kan skrivas på formen:

$$HS = \overline{HA} - \overline{F} + \left[\left\{(HA)_k - (HA)_m\right\} + (a-b)\overline{F}\right]\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] -$$

$$-\left[\frac{\overline{N_m}}{N}a + \frac{\overline{N_k}}{N}b\right](F - \overline{F}) + (a-b)(F - \overline{F})\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] \qquad 5.5$$

där överstrukna variabler indikerar respektive variabels trendbana, a och b är parametrar.[12]

[10] Att jag inte väljer att mäta andelen deltidsarbetande direkt utan går via andelen kvinnor i arbetsstyrkan beror på nödvändigheten att även ha ett mått på frånvarotalet i de båda delpopulationerna av arbetsstyrkan.

[11] Frånvarotalets konjunkturkänslighet diskuteras exempelvis i Skogh (1963), s. 81, Olsson (1967) s. 119 f och Svensson (1976) s. 20 ff. Variationen i kvinnornas andel av arbetsstyrkan har diskuterats bl a med utgångspunkt från frågeställningen, huruvida kvinnorna utgör en arbetsmarknadsreserv eller ej, se t ex AER Suppl. 1972 s. 177 ff. Man kan vidare anta att även skiftandelen varierar cykliskt och p g a att skiftarbete vanligtvis innebär en relativt till övriga arbetsstyrkan kortare arbetstid påverkas HS. Tillgängliga data är emellertid mycket osäkra och gör det knappast möjligt att testa en sådan hypotes.

[12] Modellen härleds i appendix till detta kapitel. Variablerna $\overline{HA}$, $\overline{F}$, $\frac{\overline{N_k}}{N}$, $\frac{\overline{N_m}}{N}$, $(HA)_k$ och $(HA)_m$ skattas som funktioner av en tidstrend.

HS är nu skriven på önskad form. I högra ledet finns endast två endogena variabler ($N_k/N - \overline{N_k/N}$) och ($F - \bar{F}$). Dessa variabler blir lika med noll om andelen kvinnor och frånvarotal utvecklas trendmässigt, och hela uttrycket reduceras till

$$HS = \overline{HA} - \bar{F} \qquad 5.5'$$

Substituera $(HX)^Q$ i ekvation 5.3 med ekvation 5.4. Företagets optimala arbetstidsuttag per anställd och kvartal kan nu skrivas:

$$H^Q = HS + \overline{HX} \qquad 5.3'$$

Genom att ersätta HS i ekvation 5.3′ med ekvation 5.5′ respektive ekvation 5.5 erhålls två olika specificeringar av H^Q-ekvationen. Den förra ekvationen är ett specialfall av den senare, nämligen då andelen kvinnor i arbetsstyrkan och frånvarotalet utvecklas oberoende av konjunkturen. Denna ekvation kan specificeras empiriskt:

$$H^Q = \bar{H} = b_0 + b_1 t \qquad 5.6$$

H^Q-modellen är därmed skriven på den form som är legio i ekonometriska modeller.

Antas däremot andelen kvinnor i arbetsstyrkan och frånvarotalet variera med konjunkturen måste i H^Q-modellen enligt ekvation 5.3′ HS ersättas med ekvation 5.5. I nästa avsnitt kommer dessa antaganden att testas.

5.5 Varierar frånvarotal och andelen kvinnor med konjunkturen?

Det är vanligt i ekonometriska modeller att skatta H^Q som en trend. Detta är en acceptabel approximation endast om den för företaget exogent givna standardarbetstiden, HS, är oberoende av konjunkturutvecklingen, vilket enligt min uppfattning är felaktigt. Min hypotes är att HS varierar kontracykliskt kring HA, p g a konjunkturellt betingad variation i frånvarotal och i arbetsstyrkans sammansättning. För att testa denna hypotes har det genomsnittliga frånvarotalet, F, och andelen kvinnor i sysselsättningen, N_k/N, estimerats som funktioner av en konjunkturindikator.

Resultat av estimeringsförsöken:[13]

[13] Frånvaroobservationerna är linjärinterpolerade årsdata. Detta är en nödvändighet för att man skall kunna urskilja den rena "sjukfrånvaron", d v s den frånvaro som de enskilda

$$F_M = \underset{(-2.6)}{-5.36} \underset{(-3.8)}{-0.16\,t} + \underset{(5.3)}{0.02\,T51} + \underset{(4.5)}{14.94} \sum_{i=0}^{2} \left[\frac{Q_M}{N_{M-1}}\right]_{-i} \qquad \bar{R}^2 = 0.70$$

$$F_N = \underset{(-3.3)}{-27.55} \underset{(-3.8)}{-0.23\,t} + \underset{(1.8)}{0.01\,T51} + \underset{(3.8)}{47.95} \sum_{i=0}^{6} \left[\frac{Q_M}{N_{N-1}}\right]_{-i} \qquad \bar{R}^2 = 0.49$$

$$\sum_{i=0}^{2} \left[\frac{N_k}{N}\right]_{M-i} = \underset{(3.6)}{6.78} \underset{(-7.4)}{-0.20\,t} + \underset{(8.9)}{0.002} \left[\sum_{i=3}^{5} Q_{M-i}\right] \qquad \bar{R}^2 = 0.81$$

$$\sum_{i=0}^{2} \left[\frac{N_k}{N}\right]_{N-i} = \underset{(10.8)}{67.34} + \underset{(2.8)}{0.13\,t} \underset{(-4.4)}{-0.002} \left[\sum_{i=3}^{5} Q_{N-i}\right] \qquad \bar{R}^2 = 0.79$$

$$\sum_{i=0}^{2} \left[\frac{N_k}{N}\right]_{Ma-i} = \underset{(-0.2)}{-0.57} \underset{(-6.5)}{-0.23\,t} + \underset{(7.6)}{0.003} \left[\sum_{i=2}^{4} Q_{M-i}\right] \qquad \bar{R}^2 = 0.75$$

(Estimationsperiod: 1965:1—1973:4)

Beteckningar: Indexen M, N och Ma står för industri, övriga näringslivet resp. industriarbetare. F för genomsnittlig frånvaro, Q för produktion och N för antal anställda.

I samtliga ekvationer är koefficienten framför konjunkturindikatorn signifikant skild från noll, vilket konfirmerar hypotesen att HS ej är oberoende av konjunkturläget. F och N_k/N varierar emellertid ej i fas. Frånvarovariationen följer produktivitetscykeln, vilket kan tolkas som att frånvarovariationen är en funktion av arbetsintensiteten, d v s ett uttryck för dishoarding av arbetskraften. Andelen kvinnor av de anställda följer däremot produktionsnivåns utveckling, vilken normalt följer omkring ett år efter pro-

individerna kan antas ha möjlighet att påverka. Bristen på kvartalsdata spelar i detta fall inte så stor roll då man genom interpolationsförfarandet får en dataserie rensad från kortsiktiga störningar. En annan och mer negativ följd av ambitionen att finna en dataserie som speglar variationen i sjukfrånvaron är att någon separat frånvaroekvation för industriarbetare ej är möjligt att estimera. Detta beror på att jag arbetar med Aku-data i vilka ej görs någon distinktion mellan arbetare och tjänstemän; detta gäller även NR-data. Data se tabell 5.2.

Andelen kvinnor i sysselsättningen är skattad i form av glidande aritmetiskt genomsnitt över tre perioder för att minska den slumpmässiga störningen. Den årsvisa utvecklingen se tabell 5.3.

T51 är en dummy-variabel som skall fånga effekten av den 1966/67 genomförda uppjusteringen av sjukpenningskalorna. T51 är lika med noll t o m 1966:2. Variabeln är därefter en fallande linjär trend, som går från 30 till 1. Att trenden börjar 1966:3 och inte 1967:1 är en följd av att frånvarodata är linjärinterpolerade årsdata.

duktivitetsutvecklingen. Koefficienten framför den oberoende variabeln är positiv för industrin, d v s i överensstämmelse med hypotesen att kvinnorna utgör en arbetskraftsreserv. För övriga näringslivet är koefficienten däremot negativ. Då korrelationen mellan produktion och kvinnoandel i delsektorn handel, med över hälften av sektorns kvinnor, är positiv kan man dra slutsatsen att den negativa koefficienten är en aggregeringseffekt. I övriga näringslivet ingår nämligen förutom det kvinnodominerade handel även de klart mansdominerade byggnads- och transportdelssektorerna. I transport är kvinnominoriteten visserligen relativt betydande men med en i relation till männen stabilare sysselsättning; den utgörs nämligen främst av anställda i post- och televerket. Då byggnadsverksamhet och transporter är mer konjunkturkänsliga än handel, post och telegraf kan således denna aggregeringseffekt uppstå. Att produktionsvariabeln laggats i dessa tre ekvationer förklaras av att sysselsättningen anpassas mjukt till produktionsutvecklingen (jämför kapitel 2).

För att få en mera precis uppfattning om effekten av konjunkturens inverkan på frånvarotalet och andelen kvinnor i arbetsstyrkan kan man tolka koefficienterna framför den oberoende variabeln i de skattade ekvationerna som elasticiteter. De genomsnittliga elasticiteterna kring medelvärdena är:

$$e\left\{F_M, \sum_{i=0}^{2}\left(\frac{Q_M}{N_{M-1}}\right)_{-i}\right\} = 2.4 \qquad (0.13)^{14}$$

$$e\left\{F_N, \sum_{i=0}^{6}\left(\frac{Q_N}{N_{N-1}}\right)_{-i}\right\} = 10.2 \qquad (0.40)$$

$$e\left\{\sum_{i=0}^{2}\left[\frac{N_k}{N}\right]_{M-i}, \left[\sum_{i=3}^{5} Q_{M-i}\right]\right\} = 0.8 \quad (0.2)$$

$$e\left\{\sum_{i=0}^{2}\left[\frac{N_k}{N}\right]_{N-i}, \left[\sum_{i=3}^{5} Q_{N-i}\right]\right\} = 0.7 \quad (-0.3)$$

$$e\left\{\sum_{i=0}^{2}\left[\frac{N_k}{N}\right]_{Ma-i}, \left[\sum_{i=2}^{4} Q_{M-i}\right]\right\} = 1.4 \quad (0.3)$$

Insätts de ovan skattade värdena på N_k/N och F i ekvation 5.5 kan H^Q beräknas.

Det genomsnittliga antalet arbetade timmar ligger för kvinnorna omkring 20 procent lägre än för männen. Denna skillnad förklaras av kvinnor-

[14] Elasticiteten omräknad i hur stor förändring i den beroende variabeln blir i procentenheter för varje procents variation i den oberoende variabeln.

nas högre frekvens deltidsarbete och högre frånvarotal. Genomsnittliga frånvarotalet för samtliga anställda visar, även efter korrigering för variationen i kvinnoandelen, en procyklisk utveckling.

Nettoeffekten på H^Q av den konjunkturellt betingade variationen i frånvarotal och andel kvinnor i sysselsättningen har i tabell 5.1 uttryckts som en indexserie med medelvärde 100. Av tabellen framgår att den totala variationen i H^Q över konjunkturcykeln för arbetare respektive samtliga anställda inom industrin rör sig om knappa en procent. För övriga näringslivet är siffran en dryg halv procent. Denna variation är anmärkningsvärt stor och motsvarar för båda sektorerna, mellan 15 och 20 procent av den normala sysselsättningsvariationen över en konjunkturcykel.

Genom att multiplicera den i tabell 5.1 uppmätta konjunkturvariationen i det optimala arbetstidsuttaget per anställd, $H^Q/\bar{H}$, med den i ekvation 5.6 estimerade trenden, $\bar{H}$, erhålls ett mått på H^Q.

Tabell 5.1 Den konjunkturella variationen i det optimala arbetstidsuttaget per anställd; $(H^Q/\bar{H}) \cdot 100$.[15,16]

Kvartal	Sektor: Ma	M	N
1964: 1		100.14	99.90
2		100.10	99.88
3		100.01	99.97
4		100.01	99.95
1965: 1	99.87	99.88	99.94
2	99.86	99.90	100.03
3	99.83	99.84	100.19
4	99.90	99.93	99.97
1966: 1	99.92	99.91	99.93
2	100.04	100.04	99.96
3	100.26	100.24	100.02
4	100.34	100.31	100.00

[15] Ma = industri, arbetare
M = industri, arbetare och tjänstemän
N = övriga näringslivet, arbetare och tjänstemän
Estimationsperiod: 1965:1—1973:4.

[16] Den 1 januari 1974 höjdes sjukpenningen till 90 procent av den försäkrades sjukpenninggrundande inkomst. Sjukpenningen blir samtidigt skattepliktig och pensionsgrundande. Erfarenhetsmässigt vet vi att höjningen av sjukpenningen leder till ökad sjukskrivningsfrekvens (jämför dummy-variabeln i F-ekvationerna ovan). Den kvantitativa betydelsen av denna ändring i sjukersättningsreglerna är extra svår att beräkna p g a att även trygghetslagarna, som infördes 1 juli 1974, kan antas ha en likartad effekt. Det är därför tveksamt om modellens resultat kan extrapoleras. När konjunkturen faller kommer enligt modellen frånvarofrekvensen att gå ner och H^Q stiga relativt till den trendmässiga utvecklingen. Mot detta talar i detta fall således ovan diskuterade tendenser till ökad sjukfrånvaro (jämför tabell 5.2.). Jag har därför valt att extrapolera H^Q-utvecklingen för M- och N-sektorn något *ad hoc*-mässigt — dessa H^Q-extrapoleringar kommer att användas i kapitel 6 och 8 nedan — genom att lägga en restriktion på H^Q-utvecklingen efter 1974, nämligen $(H^Q/\bar{H}) \cdot 100 \leqslant 100$.

Kvartal	Sektor: Ma	M	N
1967: 1	100.34	100.31	100.07
2	100.15	100.12	100.08
3	100.05	100.04	100.16
4	100.15	100.13	99.98
1968: 1	100.35	100.32	99.75
2	100.33	100.29	99.83
3	100.07	100.08	99.81
4	99.79	99.82	99.81
1969: 1	99.74	99.77	99.91
2	99.71	99.71	99.94
3	99.68	99.70	99.91
4	99.61	99.63	100.02
1970: 1	99.56	99.61	100.09
2	99.57	99.61	100.18
3	99.66	99.70	100.08
4	99.80	99.81	99.89
1971: 1	99.89	99.88	100.04
2	99.96	99.97	100.31
3	100.15	100.14	100.30
4	100.36	100.30	100.11
1972: 1	100.46	100.38	100.05
2	100.40	100.36	100.14
3	100.29	100.28	100.24
4	100.21	100.22	100.01
1973: 1	100.08	100.08	99.88
2	99.96	99.99	99.85
3	99.76	99.77	99.82
4	99.58	99.65	99.70
1974: 1		99.70	99.74
2		99.68	99.52
3		99.56	99.50
4		99.61	99.46
1975: 1		99.92	99.65
2		100.0	99.65
3		100.0	99.82
4		100.0	99.75
1976: 1		100.0	99.98
2		100.0	100.0
3		100.0	100.0
4		100.0	100.0
1977: 1		100.0	100.0
2		100.0	100.0

Tabell 5.2 Andel (%) frånvarande p g a egen sjukdom av totala antalet anställda.[17]

År	Industrin	Övriga näringslivet
1963	4.2	3.9
1964	3.9	3.6
1965	4.6	3.9
1966	4.0	4.2
1967	4.7	3.8
1968	5.7	5.0
1969	5.8	4.8
1970	5.2	4.2
1971	5.0	4.2
1972	5.0	3.7
1973	4.9	3.8
1974	5.4	4.3
1975	5.7	4.3
1976	5.8	4.4

Källa: Arbetskraftsundersökningarna.

Tabell 5.3 Andel (%) kvinnor av totala antalet anställda.[18]

År	Industrin		Övriga näringslivet
	inkl. tjänstemän	exkl. tjänstemän	
1963	24.4	20.2	35.6
1964	24.0	20.4	36.3
1965	23.8	20.4	35.2
1966	23.7	20.2	35.3
1967	22.8	20.1	34.8
1968	23.2	19.9	35.8
1969	23.1	20.3	34.5
1970	24.7	20.9	34.5
1971	24.5	20.8	34.9
1972	23.6	20.1	35.2
1973	23.5	20.2	35.1
1974	24.7	20.7	35.0
1975	24.9	20.9	34.1
1976	25.0	20.9	34.4

Källa: Arbetskraftsundersökningarna, SOS Industri, SOS Arbetsmarknadsstatistisk årsbok.

[17] Inkl. företagare.
[18] Inkl. företagare.

Tabell 5.4 Medelarbetstid per vecka för anställda män och kvinnor

År	Industrin		Övriga näringslivet	
	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor
1964	44.2	36.6	44.2	34.2
1965	44.5	36.3	44.2	34.4
1966	44.3	35.9	44.1	33.6
1967	44.1	36.0	43.7	32.8
1968	43.2	35.5	43.0	32.6
1969	43.0	35.3	42.7	32.5
1970	42.9	34.9	42.7	32.0
1971	42.2	34.6	42.1	31.7
1972	40.8	34.0	40.3	30.9
1973	40.4	33.9	40.2	31.1
1974	40.3	33.7	40.3	31.5
1975	40.1	33.4	40.2	30.7
1976	39.9	33.0	39.9	29.6

Källa: Arbetskraftsundersökningarna.

Appendix 5 Sambandet mellan den genomsnittliga normalarbetstiden per anställd, HS, och den konjunkturmässiga variationen i frånvarotal, F, och i andelen kvinnor i arbetsstyrkan, N_k/N.

$$HS = \frac{N_m}{N} \cdot \left\{(HA)_m - F_m\right\} + \frac{N_k}{N} \cdot \left\{(HA)_k - F_k\right\} \qquad 5.1'$$

Beteckna trendbanorna kring vilka N_m/N, N_k/N, F_m och F_k varierar med respektive $\overline{N_m}/N$, $\overline{N_k}/N$, $\overline{F_m}$ och $\overline{F_k}$.

Addera båda leden i ekvation 5.1′ med $(\overline{N_m}/N) \cdot (HA)_m$, $(\overline{N_k}/N) \cdot (HA)_k$, $(\overline{N_m}/N) \cdot F_m$ och $(\overline{N_k}/N) \cdot F_k$ och skriv om ekvationen på formen:

$$HS = \frac{\overline{N_m}}{N}(HA)_m + \frac{\overline{N_k}}{N}(HA)_k + \left[\frac{N_m}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right](HA)_m + \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right](HA)_k -$$

$$- \frac{\overline{N_m}}{N} F_m - \frac{\overline{N_k}}{N} F_k - \left[\frac{N_m}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right] F_m - \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right] F_k$$

Addera båda leden i ovanstående ekvation med $(N_m/N) \cdot \overline{F_m}$, $(\overline{N_k}/N) \cdot \overline{F_k}$, $(\overline{N_m}/N) \cdot \overline{F_m}$, $(\overline{N_k}/N) \cdot \overline{F_k}$. Ekvationen kan då skrivas enligt följande:

$$HS = \overline{HA} - \overline{F} + \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right]\left\{(HA)_k - (HA)_m\right\} - \left[\frac{N_m}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right]\overline{F_m}$$

$$- \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right]\overline{F_k} - \frac{\overline{N_m}}{N}(F_m - \overline{F_m}) - \frac{\overline{N_k}}{N}(F_k - \overline{F_k}) -$$

$$- \left[\frac{N_m}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right](F_m - \overline{F_m})\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right](F_k - \overline{F_k})$$

Antag att $F_m = a \cdot F$ och $F_k = b \cdot F$ samt inför de nya variablerna i ekvationen.[19]

$$HS = \overline{HA} - \overline{F} + \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right]\left\{(HA)_k - (HA)_m\right\} + \left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right](a-b)\overline{F} -$$

$$- (F - \overline{F})\left[\frac{\overline{N_m}}{N}a + \frac{\overline{N_k}}{N}b\right] + (a-b)(F - \overline{F})\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] =$$

$$= \overline{HA} - \overline{F} + \left[\left\{(HA)_k - (HA)_m\right\} + (a-b)\overline{F}\right]\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] -$$

$$- \left[\frac{\overline{N_m}}{N}a + \frac{\overline{N_k}}{N}b\right](F - \overline{F}) + (a-b)(F - \overline{F})\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] \qquad 5.5$$

[19] $\overline{HA} = \frac{\overline{N_m}}{N}(HA)_m + \frac{N_k}{N}(HA)_k$

$\overline{F} = \frac{\overline{N_m}}{N}\overline{F} + \frac{\overline{N_k}}{N}\overline{F}$

$\left[\frac{N_k}{N} - \frac{\overline{N_k}}{N}\right] = -\left[\frac{N_m}{N} - \frac{\overline{N_m}}{N}\right]$ p.g.a. att $\frac{N_k}{N} + \frac{N_m}{N} = \frac{\overline{N_k}}{N} + \frac{\overline{N_m}}{N} = 1.$

6 Estimation av aggregerade sysselsättningsfunktioner för industrin och övriga näringslivet

6.1 Sammanfattning av modellen för näringslivets arbetskraftsefterfrågan

Jag har ovan (kapitel 2.1) antagit att ändrade förväntningar om den framtida försäljningsutvecklingen i företagen framtvingar korrigeringar av produktions- och sysselsättningsplanerna, vilket i sin tur kan leda fram till beslut om nyanställningar alternativt permitteringar. Mellan den tidpunkt då företaget tvingas revidera sina försäljningsprognoser och den tidpunkt då detta får återverkningar på antalet anställda ligger en kortare eller längre tidsperiod ("lag"). Denna brukar på grundval av de olika förklaringshypoteserna delas upp i tre delperioder.[1]

Den första delperioden (om vi diskuterar dem i tidsföljd) förklaras av att insamling och analys av det för beslut nödvändiga informationsunderlaget tar tid; en ökad grad av osäkerhet torde medföra att denna "lag" förlängs.[2]

Min sysselsättningsmodell bygger, vilket framgår av kapitel 2, på postulatet att företagens sysselsättningsplanering kan ses som en tvåstegs beslutsprocess. På grundval av ett från den planerade produktionen genererat sysselsättningsbehov, N^{Qp}, gäller det för företaget att finna en kostnadsmässigt optimal anpassning av den aktuella sysselsättningsnivån mot denna jämviktsbana. N^{Qp} bildar således utgångspunkten för härledningen av den kortsiktiga sysselsättningsfunktionen. Den andra delperioden beror följaktligen på att företagen p g a anpassningskostnader tvingas planera en successiv anpassning av antalet anställda mot den optimala nivån.

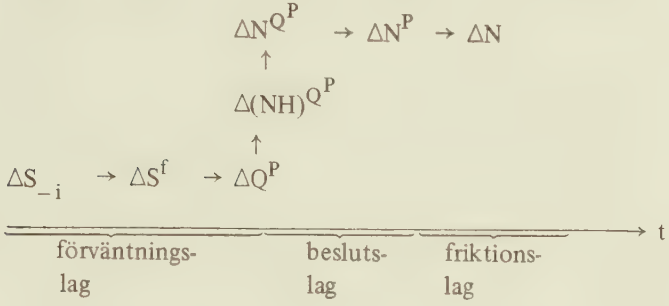
Slutligen tillkommer en "lag" från tidpunkten för beslut om en sysselsättningsändring och till dess förändringen verkligen skett. Denna tredje delperiod beror, när det gäller nedskärningen av personalstyrkan på lagstadgade

[1] Denna typ av ansats är mycket vanlig i investeringsteorin, och med den där gängse taxonomin brukar man skilja mellan "perception, decision och delivery lags". Jämför Praski (1975) kapitel 3.

[2] "Rational expectations or forecasts are simply the conditional expectations of the variable being forecast based on all observations on it and related variables up to the time of the forecast." (Nerlove, 1972, s. 230. Jämför även Griliches, 1967, s. 42.)

varsel- och uppsägningstider, och när det gäller nyanställningar på söktiden.

Modellen kan sammanfattas:[3]



6.2 Statisk förväntningsmodell

Antag att företaget har ett fixt försäljningsmål för planeringsperioden och att produktionen omedelbart anpassas till detta. Sysselsättningsfunktionen blir då identisk med ekvation 2.7, vilken kan skrivas om på formen

$$N = cN^Q - (1-c)N_{-1} \quad , \qquad 6.1$$

där $N^Q = \frac{(NH)^Q}{H^Q}$, och c ett mått på den optimala anpassningshastigheten.

Antag att andelen kvinnor i arbetsstyrkan och frånvarotalet är oberoende av konjunktursituationen. H^Q kan då approximeras med ett trenduttryck (jämför kapitel 5).

Operationaliseringen av $(NH)^Q$ är beroende av hur den bakomliggande produktionsfunktionen har specificerats. Jag skall här jämföra två av de $(NH)^Q$-ansatser som diskuterats i kapitel 3. Den förra, ekvation 3.7, bygger på en produktionsfunktion vilken förutsätter fixa koefficienter även på aggregerad nivå. Den andra, ekvation 3.13, en produktionsfunktion vilken vilar på antagandet att den aggregerade input-outputkoefficienten för arbete varierar med förändringar i aggregatets sammansättning.

Nedan har ekvation 6.1 specificerats empiriskt och estimerats i enlighet med ovan diskuterade $(NH)^Q$-ansatser.[4]

[3] Beteckningen S står för försäljningsvolym, Q för produktion, $(NH)^Q$ för den vid en given produktion tekniskt optimala arbetsinsatsen, N för antalet sysselsatta. Toppindexen f står för förväntad, Q för optimal vid given produktion och p för planerad.

[4] En modell specifierad enligt alternativ 6.1a finns bl a i Brechling (1965) och i Danmarks statistiks økonomiske model (1974).

$$N = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 Q + a_4 N_{-1} + \varepsilon_1 \qquad 6.1\ a$$

där de tre första termerna i högerledet fångar både den långsiktiga utvecklingen i H^Q och i produktiviteten. Q operationaliserar $(NH)^Q$. Koefficienten $a_4 = (1-c)$.

Tabell 6.1 Estimerade koefficienter; ekvation 6.1 a.[5]

N avser	konst.	t	t^2	Q	N_{-1}	$\bar{R}^2$	DW	est. per.
Industri, arb.		−3.50 (−6.2)	0.02 (3.1)	0.02 (6.4)	0.75 (19.6)	0.970	1.53	65:1–73:4
Industri, arb. o. tj.	137.76 (2.5)	−4.79 (7.9)	0.03 (3.2)	0.03 (7.0)	0.67 (11.7)	0.968	1.88	–"–
Övr. näringslivet, arb. och tj.	118.48 (0.9)	−33.13 (−0.4)		0.003 (0.3)	0.91 (8.6)	0.853	1.74	–"–

$$N = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + b_3 (\widehat{NH})^Q + b_4 N_{-1} + \varepsilon_2 \qquad 6.1\ b$$

där de tre första termerna i högerledet fångar den långsiktiga utvecklingen i H^Q. $(\widehat{NH})^Q$ är skattade enligt ekvation 4.8 för industrisektorn och ekvation 4.12 för övriga näringslivet.[6] Koefficienten $b_4 = (1-c)$.

[5]
$\frac{\Sigma N_{Ma}}{n} = 654$ (tusental) $\qquad \frac{\Sigma Q_M}{n} = 9570$

$\frac{\Sigma N_M}{n} = 1042$ $\qquad \frac{\Sigma Q_N}{n} = 12821$

$\frac{\Sigma N_N}{n} = 1684$ $\qquad$ n = antal observationer

[6] I kapitel 4 har $(NH)^Q$ estimerats enligt alternativa specificeringar. För industrin prövades tre alternativ, för övriga näringslivet sex. Vid estimation av N blir skillnaden mellan alternativen obetydlig. För industrin gjorde jag valet med utgångspunkt från den teoretiska diskussionen i kapitel 4, för övriga näringslivet med utgångspunkt från $\bar{R}^2$-värdet i den slutgiltiga N-ekvationen (alternativ 3 i tabell 4.8).

$\frac{\Sigma (\widehat{NH})^Q_{Ma}}{n} = 13\,389$ $\qquad \frac{\Sigma (\widehat{NH})^Q_M}{n} = 46\,054$ $\qquad \frac{\Sigma (\widehat{NH})^Q_N}{n} = 68\,354$

Tabell 6.2 Estimerade koefficienter; ekvation 6.1 b.

N avser	konst.	t	t^2	$(\hat{N}H)^Q$	N_{-1}	$\bar{R}^2$	DW	est. per.
Industri, arb.	−52.04 (−1.9)		0.03 (6.7)	0.02 (6.8)	0.71 (13.2)	0.971	1.66	65:1–73:4
Industri, arb. o. tj.			0.03 (7.4)	0.01 (7.5)	0.69 (16.8)	0.966	2.00	–"–
Övr. näringslivet, arb. o. tj.	79.77 (0.6)	58.75 (0.8)		0.003 (1.0)	0.84 (7.2)	0.857	1.79	–"–

Det intressanta med dessa estimationsresultat är inte i första hand att koefficienterna är signifikanta eller att den senare versionen ger något bättre resultat än den förra, utan snarare varför skillnaden mellan de två skattade versionerna är så obetydlig och hur denna statiska förväntningsmodell står sig i jämförelse med en dynamiskt specificerad modell. En liten skillnad mellan alternativ 6.1a och 6.1b implicerar att aggregatets sammansättning varit stabil i förhållande till konjunkturen. Är skillnaden mellan den statiska och den nedan estimerade dynamiska specifikationen liten, pekar detta å andra sidan på mycket korta förväntnings- och friktions-"lags".

6.3 Dynamisk förväntningsmodell

Den förväntade försäljningsutvecklingen ligger till grund för företagets produktions- och sysselsättningsplanering. Att som ovan anta att företaget har ett fixt försäljningsmål och att produktionen omedelbart anpassas till detta är därför otillfredsställande. Detta förutsätter nämligen att förväntningarna alltid realiseras (perfekt förutseende) eller att förväntningsbildningen sker mycket snabbt. Som en beskrivning av verkligheten är detta sannolikt alltför restriktiva antaganden.

Jag måste därför i stället förutsätta att företaget, på grund av den osäkerhet som alltid åvilar framtidsbedömningar, successivt reviderar sina försäljningsplaner allteftersom ny information erhålls. En dynamisk förväntningsbildningsansats specificerad på detta sätt är hypotesen om "förväntningsjämkning" (adaptive expectations), vilken formellt kan skrivas:[7]

$$S^f - S^f_{-1} = \lambda_1(S - S^f_{-1}) \qquad 6.2$$

där $0 < \lambda_1 < 1$.

[7] Ekvation 6.2 kan naturligtvis också ses som en koycktransformation av ett uttryck där S^f bestäms som en distribuerad "lag" av S, och där vikterna i "lag"-fördelningen utgörs av en geometriskt fallande serie:

$$S^f = \lambda_1 \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_1)^j S_{-j} \qquad 6.2'$$

För att bestämma sambandet mellan den förväntade försäljningsutvecklingen, S^f, och N^{Q^p} krävs slutligen en modell över företagets kortsiktiga produktionsplanering. Denna modell kommer jag att formulera i analogi med härledningen av företagets sysselsättningsfunktion i kapitel 2. Jag kommer därefter att gifta ihop denna produktionsmodell med förväntningsbildningsansatsen ovan, och på så sätt kommer jag fram till en operationalisering av $(NH)^{Q^p}$.

Givet att den förväntade försäljningsutvecklingen, S^f, svarar mot en jämviktsbana, vilken produktionsnivå skall företaget välja i tidpunkten t? Den relevanta kostnadsfunktionen kan skrivas:[8]

$$C = d_1(Q^p - S^f)^2 + d_2(Q^p - Q^p_{-1})^2 \qquad 6.3$$

där d_1 och d_2 är parametrar.

Den första termen i denna kvadratiska kostnadsfunktion speglar kostnaden att följa en produktionsbana som avviker från jämviktbanan. Dessa kostnader, som antas stiga i allt snabbare takt ju större avvikelse, kan hänföras till:

a) när $Q^p > S^f$, lagerkostnader
b) när $Q^p < S^f$, kostnader för leveransförseningar med därpå följande förluster av goodwill och kontrakt.

Den andra termen utgörs av kostnaden att ändra produktionsvolymen, vilken kan antas stiga i allt snabbare takt ju större den planerade produktionsändringen är. Följaktligen bör även denna kostnad kunna approximeras med en kvadratisk kostnadsfunktion. Kostnaden att variera produktionen förklaras:

a) när $(Q^p - Q^p_{-1}) > 0$, av företagets kostnader för övertid och nyanställningar
b) när $(Q^p - Q^p_{-1}) < 0$, av kostnader för labor hoarding och i samband med permitteringar.

Minimering av kostnadsfunktionen, enligt ekvation 6.3, ger (jämför härledningen av ekvation 2.9):

$$Q^p - Q^p_{-1} = \sqrt{d}\ [\frac{\sqrt{d}}{\sqrt{d}-s} S^f - Q^p_{-1}]$$

[8] Jämför Holt m fl (1960) kapitel 1–3. Ekvation 6.3 är analog med ekvation 2.5, konstanttermen har i ekvation 6.3 dock antagits vara lika med noll.

där $d = \frac{d_1}{d_2}$

och s = den normala tillväxttakten i S^f.

Sätt $\sqrt{d} = \lambda_2$

och $\frac{\sqrt{d}}{\sqrt{d}-s} = \lambda_3$.

$$\because\ Q^p = \lambda_2 \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda_2)^i \lambda_3 S^f_{-i} \qquad 6.4$$

Substituera S^f_{-i} i ekvation 6.4 med ekvation 6.2'

$$Q^p = \lambda_1\lambda_2\lambda_3 \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda_2)^i \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_1)^j S_{-i-j} \qquad 6.5$$

Antag nu att försäljningen, S, kan approximeras med produktionen, Q, d v s S = Q. Denna approximation är nödvändig när man inte kan urskilja de kortsiktiga förändringarna i lagerstocken från vad som bör betraktas som dess jämviktsbana. Antag vidare att den oändliga förväntnings-"lagen" kan approximeras med en ändlig. Följaktligen kan jag skriva om modellen:

$$Q^P = g \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j\, Q_{-i-j} \qquad 6.6$$

där $g = \lambda_1\lambda_2\lambda_3$

$$\sum_{i=0}^{n} G_i \sim \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda_2)^i \quad \text{och} \quad \sum_{j=0}^{m} R_j \sim \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_1)^j$$

Q^p och $(NH)^{Q^p}$ bestäms simultant (tekniskt samband), varför den dynamiska förväntningsansatsen enligt ekvation 6.6 även kan skrivas i termer av $(NH)^Q$:

$$(NH)^{Q^P} = g \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j\, (\widehat{NH})^Q_{-i-j} \qquad 6.7$$

Genom att införa en friktions-"lag" i ekvation 2.9 erhålls en empirisk sysselsättningsfunktion

$$N - N_{-1} = \sum_{h=0}^{k} \bar{B}_h (\bar{N}^{Q^P} - N_{-1})_{-h}\ , \qquad 6.8$$

där $\bar{B}_h \equiv \sqrt{c}\, B_h$. B_h-vikterna representerar friktions-"lagen" och $\sqrt{c}$ besluts-"lagen".

$$\bar{N}^{Q^P} \equiv \frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c}-a} N^{Q^P}$$ (jämför ekvation 2.9), termen $\frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c}-a} \sim 1$.

$$N^{Q^P} \equiv \frac{(NH)^{Q^P}}{H^{Q^f}} = \frac{g \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j (\widehat{NH})^{Q}_{-i-j}}{\hat{H}^{Q}}$$

där $(\widehat{NH})^Q$ estimerats i enlighet med ekvation 6.1b ovan, $\hat{H}^Q$ enligt kapitel 5. G_i- och R_j-vikterna och g representerar förväntnings-"lagen". Toppindexen p står för planerad och f för förväntad. I en sysselsättningsfunktion specificerad i enlighet med ekvation 6.8 kan således tre separata "lag"-fördelningar urskiljas.

I appendix till detta kapitel testas olika empiriska "lag"-fördelningar. Syftet med dessa experiment är dels att finna en lämplig operationalisering av förväntnings-"lagen", dels att försöka urskilja friktions-"lagen". Skillnaderna mellan de testade förväntningsansatserna är anmärkningsvärt liten vad gäller storleken på skattade koefficienter och ekvationernas statistika. Jag har därför inte funnit någon anledning att välja någon mera komplicerad "lag"-fördelning utan har valt den enklaste av de testade operationaliseringarna, nämligen den rektangulära fördelningen. Vad gäller friktions-"lagen" har jag ej empiriskt kunnat särskilja denna från de båda andra. Jag antar därför att friktions-"lagen" är mycket kort.

Som utgångspunkt för den fortsatta analysen har jag valt att formulera sysselsättningsfunktionen på traditionellt vis:

$$N - N_{-1} = c(N^{Q^P} - N_{-1}) \qquad 6.9$$

där c är ett mått på anpassningshastigheten, d v s andelen av $(N^{Q^P} - N_{-1})$-gapet som sluts under det närmaste kvartalet. c kan antas vara ett mått på både besluts- och friktions-"lagen". N^{Q^P}, den optimala sysselsättningsnivån operationaliseras med $\Sigma (\widehat{NH})^Q / \hat{H}^Q$. Hur $(\widehat{NH})^Q$ och $\hat{H}^Q$ har skattats diskuterades i samband med ekvation 6.8 ovan.

6.4 Endogenisering av anpassningskostnaderna

I de ovan estimerade sysselsättningsfunktionerna för industrin och övriga näringslivet har företagens kostnader för att anpassa arbetsstyrkan, N, mot den, givet de kortsiktiga produktionsplanerna, optimala nivån, N^{Q^P}, antagits vara oberoende av konjunkturläget. Jag skall nu släppa denna restriktion och i stället föra in hypotesen att anpassningsprocessens längd är omvänt proportionell mot storleken på arbetskraftsreserven. Analytiskt kan

denna hypotes exempelvis formuleras enligt ekvation 2.12 eller 2.13.

Om hypotesen, att anpassningsprocessens längd varierar med konjunkturen, är riktig så implicerar detta att ovan skattade modeller är otillfredsställande ur prognossynpunkt; de kommer *a priori* att generera kortsiktiga prognoser som är biased.[9] I initialskedet av en konjunkturuppgång – när arbetslösheten forfarande är hög – kommer prognoserna att underskatta sysselsättningstillväxten, medan prognoserna under den senare delen av konjunkturuppgången kommer att överskatta densamma.

Jag skall nedan göra ett försök att uppskatta den konjunkturmässiga variationen i anpassningshastigheten.[10] Denna ytterligare elaborering av modellen är emellertid inte helt okomplicerad. Antagandet om variabla anpassningskostnader har nämligen implikationer även för specificeringen av N^{Qp}.

N^{Qp} bestäms (se avsnitt 6.3) av den förväntade försäljningsutvecklingen, vilken jag har antagit kunna operationalisera med en distribuerad "lag" – med geometriskt fallande vikter – av den faktiska produktionsutvecklingen. Följaktligen kommer N^{Qp} att underskattas om produktionen i företagen inte når upp till det mot försäljningsplanerna svarande produktionsmålet.

Under konjunkturtoppar uppkommer i företagen p g a personalbrist ofta produktionsstörningar. Ju närmare kapacitetsgränsen ekonomin befinner sig desto vanligare torde flaskhalsar av detta slag vara. När anpassningskostnaderna stiger och anpassningstiden sträcks ut blir arbetskraftsbristen alltmera accentuerad vilket bl a tar sig uttryck i en oplanerad lagerminskning.

På motsvarande sätt kan man under lågkonjunktursituationer tänka sig tillfällen när det uppstår oplanerad lageruppbyggnad p g a att produktionsplanerna varit för optimistiska.

Man kan från ovanstående resonemang dra slutsatsen att en operationalisering av arbetskraftsefterfrågan, vilken bygger på ett vägt genomsnitt av historiska produktionsvärden, kan komma att underskatta $(N^{Qp}-N_{-1})$ när företagens kostnader att variera antalet anställda överstiger en viss nivå. Ovanstående resonemang innebär därför också att jag släpper på antagandet att försäljningen, S, kan approximeras med produktionen, Q, d v s att $S = Q$.

För att integrera dessa nya hypoteser i modellen skall jag skriva om ekvation 6.9 på formen:

[9] Med kortsiktiga prognoser avses här prognoser med upp till ett års horisont.

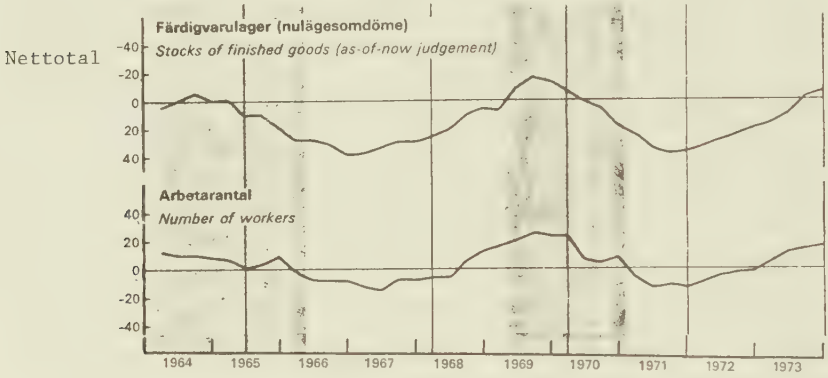
[10] Att det verkligen föreligger en sådan variation får stöd i Holmlund (1976) s. 110, där vakanstiden i veckor har beräknats för industriarbetare. Vakanstiden är enligt desa beräkningar under högkonjunkturår i det närmaste dubbelt så lång som under lågkonjunkturår.

$$N - N_{-1} = c\{(N^{QP} - \hat{N}^{QP}) + (\hat{N}^{QP} - N_{-1})\} \qquad 6.9'$$

där $0 < c < 1$, och $\hat{N}^{QP}$ den enligt ovan skattade N^{QP}.

Anpassningshastigheten, c, har definierats som en variabel. $(N^{QP} - \hat{N}^{QP})$ motsvarar det mätfel i N^{QP}-variabeln som uppkommer som en följd av att den operationaliserats som en distribuerad "lag" av $\hat{N}^{Q}$-värden. $(N^{QP} - \hat{N}^{QP})$ kan för en högkonjunktursituation sägas representera ett produktionsbortfall till följd av flaskhalsproblem p g a höga anpassningskostnader. Detta produktionsbortfall motsvaras i en lågkonjunktursituation åtminstone delvis av en överproduktion; oplanerad lageruppbyggnad. Av figur 6.1 framgår att det i industrisektorn föreligger ett klart positivt samband mellan "brist på arbetskraft" och "för små lager".

Figur 6.1 Sambandet mellan lagerstockens storlek och tillgången på arbetskraft i industriföretagen.[11]



Källa: Konjunkturläget 1974:1.

Definiera en ny variabel $(V - V_0)$ så att

$$V - V_0 \equiv N^{QP} - N = (1-c)(N^{QP} - N_{-1}) \qquad 6.10$$

V betecknar stocken av lediga platser, medan V_0 motsvarar den del av företagens arbetskraftsefterfrågan som är en följd av s k naturliga avgångar.[12] V_0 kan antas utvecklas relativt trendmässigt.

Ekvation 6.9 kan nu även skrivas om på formen:

[11] Till grund för diagrammet ligger konjunkturinstitutets barometerundersökningar. Barometerresultaten presenteras i form av s k nettotal. Nettotalen definieras som skillnaden mellan den procentuella andelen av företagen som angivit svarsalternativen "för stora" och den andel som svarat "för små" när det gäller att avge ett nulägesomdöme om lagerstorleken. Svarsalternativen är "ja" eller "nej" på frågan om företagen har brist på arbetskraft.

[12] Detta sätt att definiera sambandet mellan stocken av lediga platser och den kortsiktiga arbetskraftsefterfrågan är analog med Hansen (1970) och Holt-David (1966) s. 81 ff.

$$N - N_{-1} = \frac{c}{1-c} \{[(V-V_O) - (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})] + (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})\} \quad 6.11$$

Då c/(1−c) är en positiv funktion av c så följer av detta att även c/(1−c) kommer att samvariera med storleken på den tillgängliga arbetskraftsreserven. Ett mått på den senare variabeln är relativa tillgången på arbetskraft i företagen, vilken kan operationaliseras med $(\hat{N}^{Q_P} - N_{-1})/(V - V_0)$. Sambandet mellan c/(1−c) och detta mått på den tillgängliga arbetskraftsreserven kan approximeras med följande linjära uttryck:

$$\frac{c}{1-c} = c_0 + c_1 \frac{\hat{N}^{Q^P} - N_{-1}}{V - V_O}, \quad 6.12$$

där $c_0 > 0$ och $c_1 > 0$.

Då $V - V_O = (1 - c)\,[(N^{Q^P} - \hat{N}^{Q^P}) + (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})]$ kan antas att:

$$0 \leqslant \frac{\hat{N}^{Q^P} - N_{-1}}{V - V_O} \leqslant \frac{1}{1-c}$$

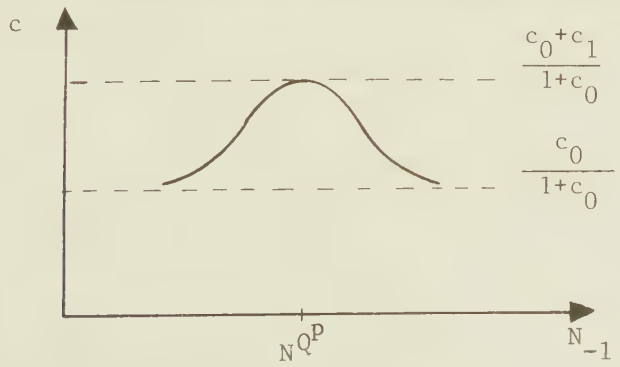
där övre gränsen uppnås när $\hat{N}^{Q^P} = N^{Q^P}$, och den nedre när $\hat{N}^{Q^P} = N_{-1}$.

Av detta följer att man kan beräkna anpassningshastighetens, c, variationsområde:

$$\frac{c_0}{1 + c_0} \leqslant c \leqslant \frac{c_0 + c_1}{1 + c_0} \quad 6.13$$

Givet arbetskraftsreservens storlek kan sambandet mellan efterfrågeläget och c grafiskt beskrivas som i figur 6.2.

Figur 6.2 Sambandet mellan anpassningshastigheten, c, och efterfrågesituationen



Anm. c är ej definierat för $N^{Q^P} = N_{-1}$.

Insätt ekvation 6.12 i ekvation 6.11 så erhålls

$$N - N_{-1} = c_0 \{(V-V_0) - (\hat{N}^{QP}-N_{-1})\} + (c_0+c_1)(\hat{N}^{QP}-N_{-1}) \qquad 6.11'$$

Jag skall vidare anta att

$$\{(V - V_O) - (\hat{N}^{QP} - N_{-1})\} = a_0 + a_1 \frac{1}{U} + \epsilon \qquad 6.14$$

där $a_1 > 0$.

Den beroende variabeln i ekvation 6.14 uttrycker relationen mellan mitt ovan diskuterade mått på de flaskhalsproblem i företagen, alternativt den ofrivilliga lageruppbyggnaden, som är en följd av höga anpassningskostnader på marginalen, $(N^{QP}-\hat{N}^{QP})$, och den faktiska sysselsättningsförändringen under perioden.[13] Denna variabel kan antas vara en positiv funktion av företagens sökkostnader, vilka kan operationaliseras som 1/U.

6.5 Estimationsresultat; industrisektorn

I inledningen till detta kapitel antog jag att modellens "lag"-fördelning kunde uppdelas i förväntnings-"lag", besluts-"lag" och friktions-"lag". Jag har vidare antagit att besluts-"lagen" kan uttryckas som en funktion av arbetsmarknadsläget; i ekvation 6.12 har denna hypotes formulerats analytiskt. Även friktions-"lagen" kan antas variera med konjunkturen. Denna variabilitet torde emellertid ej kunna särskiljas från variationen i besluts-"lagen" varför jag har antagit att ekvation 6.12 även fångar den konjunkturella variationen i friktions-"lagen".

Vad gäller konjunkturvariationen i förväntnings-"lagen" torde det däremot fordras en något annorlunda formulerad ansats. Ökad osäkerhet i företagen om den framtida försäljningsutvecklingen kan antas leda till att förväntnings-"lagen" förlängs. För att endogenisera denna process behövs ett mått på företagens framtidstro. Ett sådant mått utgör företagens planer för produktionskapacitetens utbyggnad, vilka bör kunna operationaliseras med de planerade maskininvesteringarna, IE^p.

Förväntnings-"lagen" har antagits vara mycket kort; i den estimerade ekvationen har den genomsnittliga "lag"-längden antagits kunna approximeras med ett tre perioders glidande aritmetiskt medelvärde av $\hat{N}^Q$. Förväntnings-"lagens" kortsiktiga variabilitet har vidare antagits gå att

[13] Den beroende variabeln i ekvation 6.14 kan skrivas om på formen $\{(N^{QP}-\hat{N}^{QP}) - (N-N_{-1})\}$.

fånga med ($\Sigma IE_M - \overline{IE}_M$)-variabeln, där $\overline{IE}_M$ representerar den trendmässiga utvecklingen i IE_M-variabeln.

För att förenkla den empiriska specificeringen av modellen skall jag anta att den variation i N^{QP} som följer av ändringar i förväntningsbilden kan betraktas som en additiv faktor, vilken summerar till noll på lång sikt.

Resultatet av estimeringarna redovisas i tabell 6.3 och i figurerna 6.3 och 6.4.[14]

Ekvationerna 6.15 och 6.18 har estimerats med utgångspunkt från ekvation 6.8. $\bar{N}^{QP}$ har i de estimerade ekvationerna operationaliserats med en distribuerad "lag" av N^{QP}. Friktions-"lagens" utsträckning har begränsats till två kvartal.[15] Koefficienten framför $\Sigma\hat{N}^{Q}$-variabeln är ett mått på $\sqrt{c}$, d v s på den kortsiktiga sysselsättningselasticiteten m a p förändringar i N^{QP}. Koefficienten framför N_{-1} kan tolkas som $(1-\sqrt{c})$ och koefficienten framför ΔN_{-1} som $B_1\sqrt{c}$, där B_1 är ett mått på friktions-"lagens" vikt perioden (t−1). Båda ekvationerna uppvisar tillfredsställande statistika. Koefficienterna framför de två första argumenten är dock ej helt konsistenta, åtminstone en av koefficienterna är underskattad. Den stora konstanttermen torde vara förklaringen till denna bias, om denna term undertrycks försvinner inkonsistensen och estimatet på $\sqrt{c}$ blir omkring 0.6 i båda ekvationerna. Detta skulle i sin tur indikera att $B_1 \sim 0.7$ och $B_0 \sim 0.3$, vilket inte är någon orealistisk viktfördelning. Att ekvationerna 6.15 och 6.18 skattats inklusive konstant-termerna trots denna biased skattning av $\sqrt{c}$-koefficienten beror på att de senare ekvationerna har väsentligt bättre $\bar{R}^2$-värden.

Ekvationerna 6.16 och 6.19 har estimerats utifrån ekvation 6.9′. I den slutgiltiga estimeringen av denna ansats har ΔN_{-1}-termen uteslutits p g a att koefficienten ej varit signifikant skild från noll. Ekvationerna 6.16 och 6.19 uppvisar tillfredsställande statistika. För att besvara frågan om estimationsresultatet är tillfredsställande också från ekonomisk-teoretisk synpunkt måste estimaten tolkas i termer av basmodellen, ekvation 6.9′. Den genomsnittliga anpassningstiden, $\bar{c}$, och dess variationsområde kan beräknas med hjälp av ekvation 6.12 respektive 6.13. I tabell 6.4 har anpassningshastighetens medelvärde, samt max- och minvärden beräknats.

[14] AMS vakansstatistik representerar bara en begränsad del av det totala utbudet av lediga platser. I AMS Meddelande från utredningsenheten 1974:21 redovisas en uppskattning av arbetsförmedlingarnas andel av det totala vakansflödet på arbetsmarknaden. Med utgångspunkt från dessa estimat har jag räknat upp vakansdata, enligt AMS, för industriarbetare med 2.37, för arbetare och tjänstemän i industrin med 2.55 och för arbetare och tjänstemän i övriga näringslivet med 6.73.

[15] Jämför diskussionen i appendix till detta kapitel.

Tabell 6.3. Estimationsresultat.

Industrin, arbetare och tjänstemän

$$N = 0.45 \sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q} + 0.30\, N_{-1} + 0.39\, \Delta N_{-1} + 0.05 \left\{ \sum_{i=0}^{-2} IE_M - \overline{IE}_M \right\} + 259.2 \qquad 6.15$$

(6.3) (3.1) (4.7) (3.4) (8.4)

$\bar{R}^2 = 0.985$ SE = 3.07 DW = 1.96 $\rho = -0.32$ (−2.0)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$N = 0.27 \{(V - V_o) - (\sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q}_{-N_{-1}})\} + 0.55 \sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q} + 0.10\, N_{-1} + 0.03 \left\{ \sum_{i=0}^{-2} IE_M - \overline{IE}_M \right\} + 358.5$$

(6.7) (11.8) (1.5) (2.5) (13.2)

$\bar{R}^2 = 0.989$ SE = 2.61 DW = 1.99 $\rho = -0.09$ (−0.6) 6.16

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$\{(V - V_o) - (\sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q}_{-N_{-1}})\} = 3647.2 \frac{1}{U} - 78.3 + 3.1t - 0.06t^2 \qquad 6.17$$

(6.9) (−6.7) (4.8) (−3.8)

$\bar{R}^2 = 0.703$ SE = 6.66 DW = 1.30 $\rho = 0.18$ (1.1)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

Industrin, arbetare

$$N = 0.41 \sum_{i=o}^{-3} \hat{N}^{Q} + 0.41\, N_{-1} + 0.48\, \Delta N_{-1} + 0.04 \left\{ \sum_{i=0}^{-2} IE_M - \overline{IE}_M \right\} + 116.5 \qquad 6.18$$

(6.4) (5.2) (6.1) (3.0) (8.4)

$\bar{R}^2 = 0.985$ SE = 2.54 DW = 2.01 $\rho = -0.25$ (−1.6)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$N = 0.25 \{(V - V_o) - (\sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q}_{-N_{-1}})\} + 0.47 \sum_{i=0}^{-3} \hat{N}^{Q} + 0.22\, N_{-1} + 0.04 \left\{ \sum_{i=0}^{-2} IE_M - \overline{IE}_M \right\} + 204.1$$

(7.6) (10.1) (3.4) (3.4) 13.0

$\bar{R}^2 = 0.989$ SE = 2.18 DW = 1.98 $\rho = -0.01$ (−0.06) 6.19

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

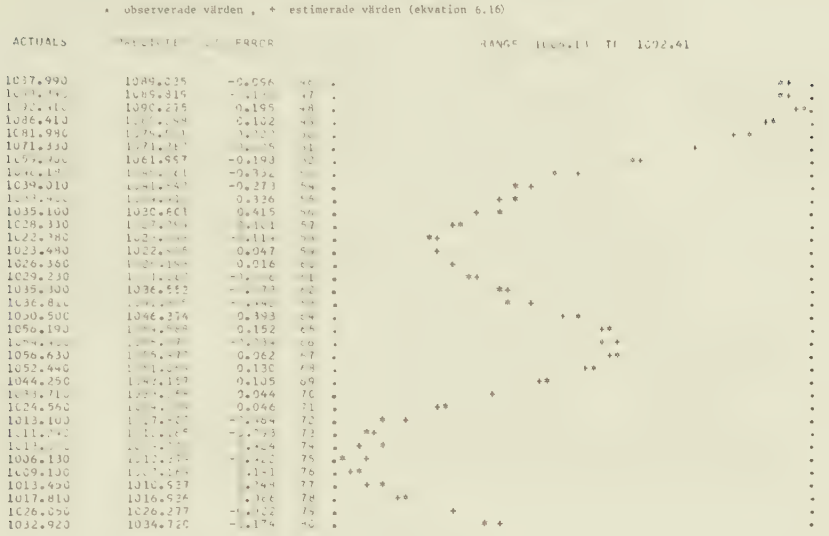
$$\{(V - V_o) - (\sum_{i=0}^{-2} \hat{N}^{Q}_{-N_{-1}})\} = 4508.6 \frac{1}{U} - 98.6 + 4.0t - 0.08t^2 \qquad 6.20$$

(10.5) (10.4) (7.9) (−6.6)

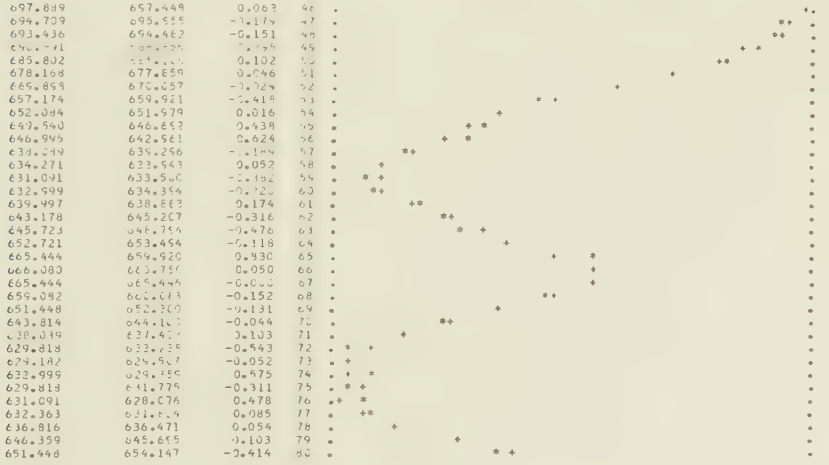
$\bar{R}^2 = 0.790$ SE = 6.30 DW = 1.52 $\rho = 0.0$ (0.0)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

Figur 6.3 Antal anställda i industrin 1965:1—1973:4.



Figur 6.4 Antal anställda arbetare i industrin 1965:1—1973:4



Tabell 6.4 Anpassningshastighetens, c, variationsområde samt genomsnittsvärde, $\bar{c}$.[16]

	$c\{min\} = \frac{c_0}{1+c_0}$	$\bar{c}$	$c\{max\} = \frac{c_0+c_1}{1+c_0}$
Industri, arb. o. tj.	0.21	0.29	0.43
Industri, arb.	0.20	0.25	0.37

De små skillnaderna i tabell 6.4 mellan siffrorna för samtliga anställda och arbetare separat ger ytterligare empiriskt stöd för hypotesen att tjänstemännen är att betrakta analogt med ett fixt kapital. Avvikelserna är förvånansvärt små med tanke på att datakällorna för N_M och N_{Ma} är olika. (NR-data resp. SM AM-data.)

En tänkbar *ad hoc*-förklaring till differensen mellan siffrorna i tabellen är att de minsta företagen har svårare att klara den kortsiktiga anpassningen mellan försäljningsutveckling och antal anställda. Det ligger dock, mot bakgrund av datamaterialets bräcklighet, närmast till hands att förklara differensen som ett mätfel.

Siffrorna i tabell 6.4 kan tolkas som sysselsättningselasticiteter, m a p N^{QP}, då $\Sigma N^{QP} = \Sigma N$. Förklaringen till att dessa elasticiteter är väsentligt lägre än de som redovisades i tabell 6.15 i appendix eller de som estimerats i ekvationerna 6.15 och 6.18 är att jag nu arbetar med det vidare efterfrågebegreppet; $/N^{QP} - N_{-1}/ \geqslant /\hat{N}^{QP} - N_{-1}/$.

I tabell 6.5 har jag beräknat den genomsnittliga anpassningstid, d v s "lag"-längd, de olika c-värdena i tabell 6.4 implicerar.

Tabell 6.5 Den genomsnittliga anpassningstiden (mean lag), $\frac{1-c}{c}$, uttryckt i kvartal för de olika c-värdena i tabell 6.4.

	c {min}	$\bar{c}$	c {max}
Industri, arb. o. tj.	3.8	2.4	1.3
Industri, arb.	4.0	3.0	1.7

[16] Anpassningshastigheten, c, är den andel av $(N^{QP}-N_{-1})$-gapet som sluts under ett kvartal. $\bar{c}$ har härletts med utgångspunkt från ekvation 6.12.

$$\bar{c} \doteq \frac{c_0 + c_1 \dfrac{\Sigma/(\hat{N}^{QP} - N_{-1})/}{\Sigma/(V - V_0)/}}{1 + c_0 + c_1 \dfrac{\Sigma/(\hat{N}^{QP} - N_{-1})/}{\Sigma/(V - V_0)/}} \quad \text{där} \quad \frac{\Sigma/(\hat{N}^{QP} - N_{-1})/}{\Sigma/(V - V_0)/} = \begin{matrix} 0.51\ (M) \\ 0.38\ (Ma) \end{matrix}$$

Det faktiska variationsområdet torde vara något mindre än det i tabell 6.5 p g a att c {min}-värdet är att betrakta som ett gränsvärde.

I ekvation 6.14 specificerades analytiskt hypotesen att $\{(V-V_0) - (\hat{N}^{Q^P}-N_{-1})\}$ är en funktion av tillgången på presumptiva arbetstagare. Denna hypotes implicerar – givet ett efterfrågeöverskott på arbetsmarknaden – att en minskning i arbetslösheten, *cet. par.*, leder till ökade kostnader för företagen att nyrekrytera arbetskraft. Detta ökar risken för produktionsstörningar och leveransförseningar. I tabell 6.6 har jag utifrån de estimerade koefficientvärdena i ekvation 6.17 och 6.20 beräknat sambandet mellan den registrerade arbetslöshetsnivån, U, och antalet lediga platser i industrin, V, samt mellan $\{(V-V_0) - (\hat{N}^{Q^P}-N_{-1})\}$ och U.

Tabell 6.6. $\{(V-V_0) - (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})\}$ och V känslighet m.a.p. förändringar i U. [17]

	$e_{V,U}$	$\frac{\partial \{(V-V_0) - (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})\}}{\partial U}$
Industri, arb. o. tj.	–1.2	–0.58
Industri, arb.	–1.6	–0.72

De resultat som presenteras i tabell 6.6 visar att en minskning i antalet aktivt arbetssökande med 10 procent, d v s omkring 8 tusen personer, leder – givet ett efterfrågeöverskott på arbetsmarknaden – till att antalet vakanser ökar med 5 à 6 tusen. Denna vakansökning motsvaras av ett produktionsbortfall till följd av de ökade rekryteringskostnaderna för företagen.

I tabell 6.7 har jag försökt beräkna hur mycket anpassningshastigheten, c, minskar till följd av att antalet aktivt arbetssökande minskar med 10 procent.

En minskning av antalet aktivt arbetssökande leder enligt estimationsresultaten till en utsträckning av den tid företagen behöver för att anpassa arbetsstyrkan till förändringar i den förväntade försäljningsutvecklingen. Dessa resultat står i överensstämmelse med *a priori*-diskussionen i föregående avsnitt. En kvantitativ tolkning av resultaten säger att en minskning

[17]

$e_{V,U} = a_1 \frac{1}{\bar{U}\,\bar{V}}$, där $\bar{U} = 79.1$ (tusental) $\bar{V}_M = 39.3$ och $\bar{V}_{Ma} = 36.6$; a_1 definieras enligt ekvation 6.14

$$\frac{\partial \{(V - V_O) - (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})\}}{\partial U} = - a_1 \frac{1}{\bar{U}^2}$$

Tabell 6.7 Förändringar i den genomsnittliga anpassningshastigheten, $\bar{c}$, och i genomsnittliga anpassnings-"lagen" (mean lag), $(1-\bar{c})/\bar{c}$, när antalet aktivt arbetssökande, U, minskar med 10 procent.

	$\bar{c}$	$\bar{c}\{\Delta U=-8\}$	$\frac{1-\bar{c}}{\bar{c}}$	$\frac{1-\bar{c}\{\Delta U=-8\}}{\bar{c}\{\Delta U=-8\}}$
Industri, arb. o. tj.	0.29	0.27	2.4	2.7
Industri, arb.	0.25	0.24	3.0	3.2

i den registrerade arbetslösheten med 10 procent – givet ett efterfrågeöverskott på arbetsmarknaden – framkallar en förlängning av företagens söktider med omkring 10 procent.

Under den observerade perioden har den registrerade arbetslösheten varierat med i runda tal 40 (tusen) mellan hög- och lågkonjunkturperioder. Detta variationsområde implicerar en genomsnittlig minskning i c för totala antalet anställda i industrin från 0.29 till 0.26 och för arbetare från 0.25 till 0.23 när konjunkturen skiftar från ett normalläge där U~80, till ett hög- eller lågkonjunkturläge – givet $(\hat{N}^{QP}-N_{-1})$.

IE_M-variabeln skall fånga den konjunkturella variationen i förväntnings-"lagen". Min hypotes var att ökad optimism i företagen – det kan gälla försäljnings- eller kostnadsutveckling – leder till att förväntnings-"lagen" förkortas, vilket innebär att företagen tidigarelägger beslut om förändringar i antalet anställda. Koefficienten framför $(\Sigma IE_M-\overline{IE}_M)$-variabeln kan följaktligen även räknas om till en genomsnittlig elasticitet i antalet anställda i industrin m a p förändringar i den planerade investeringsaktiviteten, se tabell 6.8.

Tabell 6.8 Industrisysselsättningens elasticitet m a p volymen planerade maskininvesteringar.

	$e_{N,IE}$
Industri, arb. o. tj.	0.03
Industri, arb.	0.06

En 1-procentig ökning av industriföretagens maskininvesteringar leder till en ökning av antalet anställda i industrin med mellan 3 och 4 hundra personer. Skillnaden i elasticitet för arbetare separat är inte större än att den ligger inom ramen för den normala felmarginalen, varför slutsatsen blir att variationen i förväntnings-"lagen" inte påverkar företagens kortsiktiga efterfrågebeteende visavi tjänstemännen. Ett annat resultat skulle ha stridit mot den ovan dragna slutsatsen att tjänstemännen kan betraktas analogt med fixt produktionskapital.

Den kraftiga investeringsökningen 1972–73 på omkring 18 procent

förklarar enligt modellen en femtedel av sysselsättningsökningen i industrin under 1973.

Givet att koefficienten framför $\Sigma\hat{N}^Q$-variabeln är riktigt skattad så gäller för både ekvation 6.16 och 6.19, dock speciellt för ekvation 6.16 att koefficienten framför N_{-1}-variabeln är anmärkningsvärt liten; den skall *a priori* vara $(1-c_0-c_1)$. Slutsatsen att det är den senare koefficienten och inte den förra som är underskattad har jag kommit fram till genom att skatta motsvarande ekvationer med konstanten undertryckt, då blir nämligen $\Sigma\hat{N}^Q$-koefficienten i stort sett oförändrad medan N_{-1}-koefficienten stiger till väntad nivå. Det är därför sannolikt så att det höga värdet på konstanten i sysselsättningsekvationerna förklarar det låga värdet på N_{-1}-koefficienten.[18] Att skatta ekvationerna med konstanten undertryckt försämrar emellertid $\bar{R}^2$ varför jag valt att skatta ekvationerna inklusive konstanttermen.

För såväl samtliga anställda inom industrin som för arbetarna separat har sysselsättningsmodellen skattats på två olika former. I ekvation 6.16 och 6.19 med en proxy för $(N^{Q^P}-\hat{N}^{Q^P})$-variabeln. I ekvation 6.15 och 6.18 har modellen skattats på traditionellt vis. Om vi antar att

$$\{(V - V_O) - (\hat{N}^{Q^P} - N_{-1})\} = a(\hat{N}^{Q^P} - N_{-1}) \qquad 6.21$$

där $a > 0$,

så kan även de senare ekvationerna tolkas i termer av den teoretiska modellen ekvation 6.11. Insätt i ekvation 6.11 dels ekvation 6.21, dels de $\bar{c}$-värden jag härlett från ekvationerna 6.16 och 6.19 och redovisat i tabell 6.4. De $\hat{N}^{Q^P}$-koefficienter som härigenom erhålls skall svara mot $\hat{N}^{Q^P}$-koefficienterna i ekvation 6.15 respektive 6.18. Dessa beräkningar ger ett a-värde för samtliga anställda på omkring 0.10 och för arbetarna separat på 0.23, d v s större än noll i båda fallen.

6.6 Estimationsresultat; övriga näringslivet

Den modell jag utgick ifrån vid estimeringarna av sysselsättningsekvationer för industrin, ekvation 6.11', skall jag även utgå ifrån vid estimeringen av en sysselsättningsekvation för övriga näringslivet. I den empiriska specificeringen av modellen skall jag emellertid göra två ändringar.

För industrin antog jag att den konjunkturella variationen i förväntnings-"lagen" kunde fångas med en investeringsvariabel. Min hypotes var att in-

[18] I ekvation 6.16 gäller att $(1-0.55) \cdot 1042 = 469$ och $0.10 \cdot 1042 + 358.5 = 462$, vilket ytterligare stöder denna tes.

vesteringsnivån är en indikator på hur industriföretagen bedömer utvecklingstendensen på avsättningsmarknaderna för sina produkter. För övriga näringslivet speglas marknadsläget sannolikt i mindre grad av investeringsvolymens variation, utan snarare exempelvis av företagens möjligheter att övervältra produktionskostnaderna, inklusive ett normalt markuppåslag, på avnämarna. Jag har därför valt att ersätta investeringsvariabeln med en variabel som mäter produktprisernas relativa utveckling för övriga näringslivet, P_N/P_M.

I ekvation 6.14 antog jag att mätfelet i N^{QP}-variabeln var en funktion av arbetsmarknadsläget; som en proxy för arbetsmarknadsläget använde jag mig av variabeln U. När det gäller övriga näringslivet har jag förutom U även prövat V_M/U och V_M. Den senare variabeln gav det bästa resultatet ur estimeringssynpunkt. Om antalet lediga platser i industrin ökar — givet U — så innebär detta ökad konkurrens mellan sektorerna om arbetskraften. Medan industrin — sett i ett konjunkturellt perspektiv — i huvudsak rekryterar från U-reserven, så rekryterar övriga näringslivet i stor utsträckning från den dolda arbetskraftsreserven (jämför kapitel 7). Detta torde vara förklaringen till att U-koefficienten ej blir signifikant när jag estimerar olika varianter av ekvation 6.14 för övriga näringslivet.

Estimationsresultaten redovisas i tabell 6.9 och figur 6.5.

Tabell 6.9 Estimationsresultat

Övriga näringslivet, arbetare och tjänstemän.

$$N = 0.20 \sum_{i=0}^{-1} \hat{N}^{Q} + 0.61\, N_{-1} + 0.54\, \Delta N_{-1} + 0.59 \frac{P_N}{P_M} + 269.7 \qquad 6.22$$

(2.6) (5.3) (3.6) (1.5) (2.9)

$\bar{R}^2 = 0.875$ SE = 9.19 DW = 2.03 $\rho = -0.36$ (−2.3)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$N = 0.40\{(V - V_0) - (\sum_{i=0}^{-1} \hat{N}^{Q} - N_{-1})\} + 0.49 \sum_{i=0}^{-1} \hat{N}^{Q} + 0.01\, N_{-1} + 1.90 \frac{P_N}{P_M} + 650.0 \qquad 6.23$$

(2.2) (3.2) (0.1) (2.3) (3.4)

$\bar{R}^2 = 0.884$ SE = 8.86 DW = 1.98 $\rho = 0.31$ (1.9)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

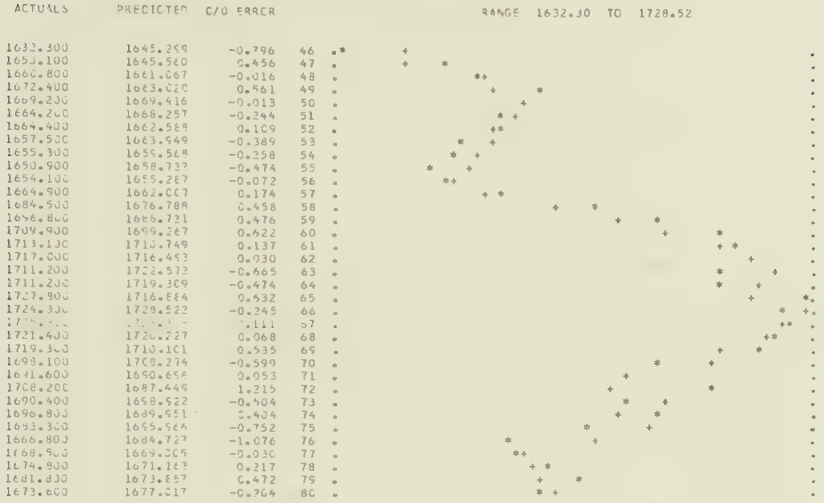
$$\{(V - V_0) - (\sum_{i=0}^{-1} \hat{N}^{Q} - N_{-1})\} = 1.23\, V_M - 36.1 \qquad 6.24$$

(2.0) (−3.5)

$\bar{R}^2 = 0.503$ SE = 12.74 DW = 1.57 $\rho = 0.53$ (3.8)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

Figur 6.5 Antal anställda i övriga näringslivet 1965:1–1973:4.
* observerade värden, + estimerade värden (ekvation 6.23)



Ur statistisk synpunkt är estimationsresultatet för övriga näringslivet sämre än för industrisektorn. En viktig förklaring till detta – vilket jag påpekat tidigare – är att den förra sektorn är väsentligt mera heterogent sammansatt än den senare. Detta gör att slutsatserna i detta avsnitt blir osäkrare än i föregående.

För industrisektorn beräknade jag den genomsnittliga anpassningshastigheten till något under 0.3, för övriga näringslivet blir den något högre. Anpassningshastighetens variationsområde är väsentligt lägre för företagen i övriga näringslivet än för industriföretagen (jämför tabellerna 6.4 och 6.10). Förklaringen till detta torde vara att övriga näringslivet är en till stor del skyddad sektor, vilken är utsatt för mindre omfattande konjunktursvängningar än industrin, och därmed mindre svängning i arbetskraftsefterfrågan.[19] Vidare är den arbetskraftsreserv som betjänar denna sektor relativt sett större. Här avser jag den dolda arbetslösheten bland främst kvinnor.

[19] Till den låga variationen i arbetskraftsefterfrågan i övriga näringslivet medverkar också en relativt till industrin hög andel företagare, 9.8 procent mot 2.2.

Tabell 6.10 Variationsområdet för anpassningshastigheten, c, och den genomsnittliga anpassnings-"lagen", (1—c)/c.[20]

	c{min}	c{$\Delta V_M = 20$}	$\bar{c}$	c{max}
c	0.29	0.30	0.32	0.35
$\frac{1-c}{c}$	2.4	2.3	2.1	1.9

Koefficienten framför pristermen har positivt tecken vilket kan tolkas så att ökade möjligheter för företagen till kostnadsövervältning har positiv sysselsättningseffekt. Under en högkonjunktur är detta i första hand ett tecken på företagens optimism. Under en lågkonjunktur kan möjligheten till kostnadsövervältning öka företagens förmåga att behålla sin arbetskraft.[21]

Storleken på koefficienten framför N_{-1}-variabeln är liksom i motsvarande ekvationer för industrin beroende av om konstanten undertryckts eller ej vid estimeringen. Det förbättrade $\bar{R}^2$-värdet motiverar även i detta fall att konstanten medtages.

Försöker vi slutligen tolka $\Sigma\hat{N}^Q$-koefficienten i ekvation 6.22 i termer av den teoretiska modellen, ekvation 6.11, d v s beräkna a-koefficienten enligt ekvation 6.21, så visar det sig att a-koefficienten blir negativ. Ekvation 6.22 och 6.23 är följaktligen inte konsistenta. Frågan är då till vilken av dessa två ekvationer man skall hysa den största tilltron.

För industrisektorn har jag utnyttjat elförbrukningen som en proxy för aggregeringseffekten vid estimeringen av $(NH)^Q_M$ och $(NH)^Q_{Ma}$. För övriga näringslivet diskuterade jag i kapitel 4.3 olika metoder att rensa bort aggregeringseffekten vid estimeringen av $(NH)^Q_N$-variabeln. Av denna diskussion framgick att aggregeringsproblemet vad gäller övriga näringslivet är väsentligt mera komplicerat än vad gäller industrisektorn. Det är därför troligt att $\hat{N}^Q$-aggregatet för övriga näringslivet är av sämre kvalitet, p g a variatio-

[20] $\bar{c}$ har definierats enligt not ovan.

$$\frac{\Sigma/(\hat{N}^{Q^P} - N_1)/}{\Sigma/(V - V_O)/} = 0.74$$

$$e_{V_N, V_M} = 0.72$$

$$\bar{V}_N = 66.8$$

$$\bar{N}_N = 1684$$

[21] Detta sätt att tolka prisvariabeln strider inte mot den teoretiska modell jag utgick från i kapitel 2.

$$e_{N_N,\ P_N/P_M} = 0.11.$$

nen i produktivitet mellan delbranscherna (jämför tabell 4.7), än V-aggregatet där produktivitetsproblemet inte förekommer.

Att $a < 0$ för övriga näringslivet kan därför tolkas så att den konjunkturella variationen i $\hat{N}^Q$ överskattar den konjunkturella variationen i N^Q. Detta kan vara en följd av att jag ej lyckats rensa bort aggregeringseffekten i $\hat{N}^Q$. Denna tolkning har emellertid även implikationer för tolkningen av ekvation 6.23, nämligen att $\Sigma\hat{N}^Q$-koefficienten är underskattad. Detta skulle i sin tur leda till att även $\bar{c}$ skulle vara något underskattad, liksom variationen i c.

6.7 Sysselsättningsmodellens implikationer

I detta avsnitt skall jag försöka analysera sysselsättningsutvecklingen 1974—77. Ett sätt att genomföra en sådan analys är att med utgångspunkt från ovan estimerade koefficienter för perioden 1965—73 simulera en prognos för den följande perioden. En sådan s k *ex post*-prognos innebär att observerade värden på de oberoende variablerna insätts i de skattade ekvationerna för prognosperioden.

En *ex post*-prognos görs vanligtvis under *cet.par.*-antagande, d v s under antagandet att den institutionella ramen är oförändrad. P g a införandet av trygghets- och medbestämmandelagarna är en sådan ansats som ett test på modellens prognosegenskaper meningslös; syftet med de nya arbetsmarknadslagarna är just att påverka företagens anpassningskostnader. I detta fall skulle följaktligen en *ex post*-prognos ge information om hur sysselsättningsläget skulle ha sett ut *cet. par.* P g a de institutionella förändringarnas storleksordning blir även denna jämförelse meningslös. Alternativet till trygghetslagarna skulle knappast ha varit "inga ekonomisk-politiska åtgärder alls" utan snarare traditionella ekonomisk-politiska insatser som en devalvering eller en sänkning av arbetsgivaravgiften eller momsen etc.

Vad gäller utvecklingen på arbetsmarknaden efter 1974 är det främst en fråga som intresserar mig här, nämligen hur den genomsnittliga "lag"-längden i sysselsättningsekvationerna påverkats av de nya arbetsmarknadslagarna.[22]

För att besvara frågan hur mycket längre anpassningstiden blivit som en följd av införandet av trygghetslagarna skall jag estimera om modellen för hela perioden 1964:1—1977:2.[23] Denna estimering skall jag genomföra

[22] Trygghetslagarna (Åmanlagarna) har studerats empiriskt med utgångspunkt från följande frågeställningar "Sjunkande tillsättningsfrekvens?" i Holmlund (1977), "Minskat antal nyanställningar?" i Siven (1977) och "Stigande vakanstider?" i Nilsson (1977).

[23] Att jag väljer 1964:1 som startpunkt beror på att jag vill estimera N^Q och $N-N^Q$ även för 1964, detta som underlag för diskussionen i kapitel 8. Sysselsättningsdata för 1964 är linjärinterpolerade årsdata.

med utgångspunkt från den enklaste modellvarianten. En estimering av den fullständiga modellen fordrar att jag för in fem dummies för perioden 1974:3–1977:2, medan den enkla modellvarianten endast fordrar två. Valet av ansats betingas alltså av tillgången på frihetsgrader.

Estimationsresultat:

$$N_M = \{0.52 - 0.29\ DUM\} \sum_{i=0}^{-3} \hat{N}_M^Q + \{0.48 + 0.30\ DUM\}\ N_{M-1} \qquad 6.25$$

(4.4) (−2.4) (4.1) (−2.5)

$\bar{R}^2 = 0.948$ SE = 5.49 DW = 1.86 $\rho = 0.45$ (3.7)

(Estimationsperiod: 1964:1 – 1977:2)

$$N_N = \{0.22 - 0.14\ DUM\} \sum_{i=0}^{-2} \hat{N}_N^Q + \{0.78 + 0.14\ DUM\}\ N_{N-1} \qquad 6.26$$

(2.2) (−1.0) (7.7) (0.9)

$\bar{R}^2 = 0.851$ SE = 9.78 DW = 1.99 $\rho = 0.09$ (0.7)

(Estimationsperiod: 1964:1 – 1977:2)

Anm.:

DUM = 0 för t = 1 . . . 82, DUM = 1 för t = 83 . . . . 94.

För att beräkna $\hat{N}^Q$-utvecklingen efter konjunkturtoppen 1974 tvingas man göra vissa antaganden om produktivitetsutvecklingen. Jag har antagit att den årliga produktivitetstillväxten kommer att vara 4 % i industrin och 2 % i övriga näringslivet. Hur dessa siffror motiveras framgår av kapitel 8.3. Hur H^Q uppskattats se tabell 5.1.

Tabell 6.11 Genomsnittlig anpassningshastighet, $\bar{c}$, och den genomsnittliga anpassnings-"lagen", $(1-\bar{c})/\bar{c}$, före och efter införandet av trygghetslagarna.[24]

	Industrin		Övriga näringslivet	
	$\bar{c}$	$\frac{1-\bar{c}}{\bar{c}}$	$\bar{c}$	$\frac{1-\bar{c}}{\bar{c}}$
1964:1 – 1974:2	0.32	2.1	0.34	1.9
1974:3 – 1977:2	0.17	4.9	0.16	5.3

[24] $\bar{c}$ har beräknats med hjälp av följande uttryck (jämför diskussionen i anslutning till ekvation 6.21):
$\{\bar{c}/(1-\bar{c})\}\ (1+a) = \hat{N}^Q$-koefficienten (enligt ekvationerna 6.25 och 6.26), för industrin beräknade jag ovan a = 0.10 och för övriga näringslivet a = −0.58.

Av tabellen framgår att den tid företagen idag behöver för att anpassa sin sysselsättningsnivå till förändringar i försäljningsutvecklingen har mer än fördubblats i jämförelse med perioden fram t o m 1974:2. Detta resultat svarar ganska väl mot den förändring som uppmätts i genomströmningstiden för nyanmälda lediga platser vid arbetsförmedlingen.

Genom att också simulera den sysselsättningsutveckling vi skulle ha haft under perioden 1965—73 med de anpassningskoefficienter som uppskattats för perioden 1974:3—1977:2 kan man få uppfattning om vilken effekt de nya arbetsmarknadslagarna kan väntas få vid ett mera normalt konjunkturförlopp än dagens.

Om trygghetslagarna införts tio år tidigare skulle detta ha inneburit att sysselsättningsnivåns variationsområde i runda tal skulle ha varit 30 procent mindre i industrin och för övriga näringslivet 60 procent mindre. En sådan sysselsättningsutveckling skulle naturligtvis medfört ökade kostnader för företagen; under högkonjunkturer på grund av mindre produktionskapacitet, under lågkonjunkturer på grund av ökade labor hoarding-kostnader. Sammantaget borde denna kostnadsökning dock endast vara av storleksordningen en procent av de totala lönekostnaderna, d v s en relativt liten kostnad för en betydande välfärdsvinst för de anställda.

Under den kraftiga konjunkturnedgången efter 1975 har företagens labor hoarding-kostnader stigit mycket kraftigt; sannolikt motsvarar dessa kostnader under det första halvåret av 1977 tio procent av lönesumman. För perioden fram till 1974:2 motsvarade under lågkonjunkturerna arbetskraftsreserven i industriföretagen i runda tal 20 procent av variationen i arbetskraftsefterfrågan, under 1977 är motsvarande tal 50 procent. (Jämför figur 8.2.) Dessa kraftigt ökade labor hoarding-kostnader i företagen är en bidragande orsak till den djupa kostnadskris det svenska näringslivet kommit in i efter 1975.

Det nuvarande kostnadsproblemet i det svenska näringslivet skulle kunna tolkas så att den kortsiktiga Phillipskurvan förskjutits utåt. Det finns emellertid också en annan och sannolikt allvarligare negativ konsekvens av de nya arbetsmarknadslagarna, nämligen en ökad tröghet på arbetsmarknaden. Orsaken till att det senare problemet måste betraktas som allvarligare är dess långsiktiga negativa konsekvenser på resursallokeringen. Naturligtvis kan också kostnadskrisen få sådana konsekvenser. Det torde dock vara väsentligt lättare dels att skapa en medvetenhet om detta problem, dels att finna ekonomisk-politiska motåtgärder. (Se vidare kapitel 8.3.)

Anpassningshastigheten c har härletts från en kostnadsfunktion som består av två kostnadskomponenter (jämför kapitel 2.4); kostnaden att ändra arbetsstyrkans storlek och kostnaden att ha en arbetsstyrka som inte svarar mot den planerade produktionsutvecklingen. Skulle den senare ha varit konstant efter 1974:2, så skulle den minskning som skett i c därefter kunna tolkas som en fyrdubbling av de förra kostnaderna. Genom införan-

det av "25-kronan" m fl subventioner av företagen under den innevarande lågkonjunkturen[25] så har i själva verket skett en sänkning av labor hoarding-kostnaden. Följaktligen har den faktiska ökningen i kostnaden att ändra arbetsstyrkans storlek inte fyrdubblats. Detta implicerar i sin tur en något högre anpassningshastighet än den estimerade, när vi i framtiden åter får en mera normal konjunkturutveckling utan direkta sysselsättningssubventioner i konjunkturavmattningarna.

Appendix 6 Empiriska test av "lag"-fördelningens utseende

I detta appendix skall jag testa olika empiriska "lag"-fördelningar. Syftet med dessa test är att finna en lämplig operationalisering av förväntnings-"lagen" och att försöka urskilja friktions-"lagen".

Utgångspunkten för dessa test är ekvation 6.8.

$$N - N_{-1} = \sum_{h=0}^{k} \bar{B}_h \, (\bar{N}^{Q^P} - N_{-1})_{-h}, \qquad 6.8$$

där $\bar{B}_h \equiv \sqrt{c}\, B_h$

och $\bar{N}^{Q^P} \equiv \frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c} - a} N^{Q^P}$, där $\frac{\sqrt{c}}{\sqrt{c} - a} \sim 1$

$$N^{Q^P} \equiv \frac{(NH)^{Q^P}}{H^{Q^f}} = \frac{g \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j \, (\widehat{NH})^{Q}_{-i-j}}{\bar{H}}$$

$\bar{H}$ antas exogent givet och approximeras med ett trenduttryck.

I en sysselsättningsfunktion specificerad i enlighet med ekvation 6.8 kan tre separata "lag"-fördelningar urskiljas. Parametern c är således hänförlig till besluts-"lagen". B_h-vikterna representerar friktions-"lagen" och G_i- och R_j-vikterna förväntnings-"lagen".

Approximera

$$N^{Q^p} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 (NH)^{Q^p}$$

där de tre första termerna i högerledet operationaliserar H. Skriv om ekvation 6.8.

[25] Jämför SNS-Konjunkturrådets rapport 1977–78 kapitel 8.

$$N = \bar{a}_0 + \bar{a}_1 t + \bar{a}_2 t^2 + \bar{a}_3 \sum_{h=0}^{k} \bar{B}_h \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j (\widehat{NH})^{Q}_{-h-i-j} +$$
$$+ \bar{a}_4 N_{-1} + \bar{a}_5 \Delta N_{-1} + \sum_{h=2}^{k} \bar{B}_h N_{-1-h} \qquad 6.27$$

där

$$\bar{a}_3 = g a_3$$
$$\bar{a}_4 = (1 - \bar{B}_0 - \bar{B}_1)$$
$$\bar{a}_5 = \bar{B}_1$$

I ekvation 6.27 har jag approximerat förväntnings-"lagen" med en sammansatt geometrisk "lag"-fördelning där G_i- och R_j-vikterna utgör fallande geometriska serier. Vad gäller friktions-"lagen", är min hypotes att den kan approximeras med en viktfördelning, $\sum_{h=0}^{k} B_h = 1$, vars utsträckning i tiden (k) är mycket kort och vars fördelningsform kan antas vara av typen "inverterat V", alternativt rektangulär.

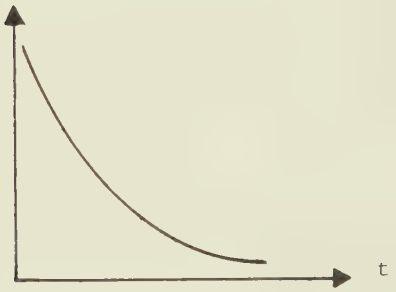
Friktions-"lagen" utgörs av tidsintervallet mellan beslutet om sysselsättningsförändring och dess faktiska realiserande. Denna "lag" förklaras av regler om uppsägningstid respektive söktider. De förra är reglerade genom kollektivavtal ($\geqslant$ 1 månad). När det gäller uppsägning av mer än 5 arbetstagare gäller dessutom att arbetsgivarna har skyldighet att lämna varsel till länsarbetsnämnderna. Varseltiden är 2—6 månader beroende på hur många som berörs.[26]

För att få en uppfattning om den institutionellt givna söktiden kan man studera genomströmningstiden för nyanmälda lediga platser till arbetsförmedlingarna. Under tioårsperioden 1964—73 har denna i genomsnitt legat något över en halv månad.[27] Eftersom arbetsförmedlingens statistik ej är representativ för hela arbetsmarknaden och vakanstiden förmodligen endast utgör en del av friktions-"lagen", måste naturligtvis denna uppskattning av friktions-"lagen" betraktas med stor försiktighet. Institutionella fakta talar emellertid entydigt för förekomsten av en friktions-"lag", de motsäger heller inte hypotesen att "lagen" är mycket kort. Är den senare hypotesen riktig kan koefficienterna i den aggregerade "lag"-strukturen antas följa en fördelning, vars form överensstämmer med figur 6.6, medan närvaro av en friktions-"lag" förskjuter den exponentiella fördelningen åt höger, vilket medför att fördelningen får ett maximum (figur 6.7).

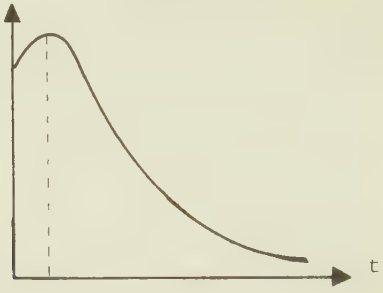
[26] Jämför Elmér (1973) s. 244.

[27] Den genomsnittliga genomströmningstiden för nyanmälda lediga platser till arbetsförmedlingarna kan beräknas som stocken av vakanser (AMS, Arbetsmarknadsstatistik 1974:6 s. 28) dividerad med nytillskottet (AMS, Meddelande från utredningsenheten 1974:26 s. 5), d v s 43.700/922.300 = 0,047/år i genomsnitt för perioden 1964—73.

Figur 6.6 Exponentiell "lag"-fördelning.



Figur 6.7 Närvaro av en friktions-"lag" förskjuter den exponentiella "lag"-fördelningen åt höger.



För att testa dessa båda hypoteser har jag estimerat ekvation 6.27. Därvidlag har den sista termen i ekvationen ej medtagits, vilket innebär att jag *a priori* antagit att friktions-"lagen" inte spelar någon signifikant roll efter två kvartal. I testkörningarna har "lag"-strukturen vidare bundits till viss form. Detta har skett genom utnyttjande av dels Almons teknik att binda koefficienterna i "lag"-strukturen med ett polynom av visst gradtal[28], dels med "lag"-fördelningar av exponentiell och rektangulär form. Således har "lag"-fördelningen, när jag testat hypotesen att förväntnings-"lagen" helt dominerar (ansats 1), bundits av Almon-polynom, av 1:a, 2:a och 3:e graden med och utan 0-restriktion på den (T-n):te koefficienten, och av en exponentiell fördelning

$$(1-e^{\lambda}) \sum_{t=0}^{n} e^{-\lambda t}, \text{ där } \lambda\text{-värdet varierats.}$$

För att testa hypotesen att friktions-"lagen" förskjuter förväntnings-"lagen" åt höger (ansats 2) har "lag"-fördelningen bundits av Almon-polynom, av 2:a, 3:e och 4:e graden med 0-restriktion dels både på (T+1):te och (T−n):te koefficienten, dels endast på (T+1):te. "Lag"-fördelningen har även bundits med rektangulära fördelningar med varierande utsträckning.

De nedan redovisade resultaten avser alltid den bästa skattningen; högsta determinationskoefficient ($\bar{R}^2$) för varje testad "lag"-fördelning. För att den skattade ekvationen överhuvud skall komma i fråga har dessutom krävts att summan av koefficienterna i "lag"-strukturen skall vara större än 0, samt att eventuella negativa koefficienter ej får vara signifikanta.

Den testade ekvationen är skriven på formen:

[28] Almon (1965), jfr även Praski (1975) där det i kapitel 4 finns en redogörelse för Almonmetodiken.

$$N = \bar{a}_0 + \bar{a}_1 t + \bar{a}_2 t^2 + a_3 \sqrt{c}\, \lambda_3 \lambda_1 \lambda_2 \sum_{h=0}^{k} B_h \sum_{i=0}^{n} G_i \sum_{j=0}^{m} R_j (\widehat{NH})^{Q}_{-h-i-j} +$$

$$+ \bar{a}_4 N_{-1} + \bar{a}_5 \Delta N_{-1} \qquad 6.27'$$

där $\lambda_3 \sim 1$

och $\lambda_1 \lambda_2 \Sigma B_h \; \Sigma G_i \; \Sigma R_j = 1$

Resultaten av estimeringarna redovisas i tabell 6.12–14.

Tabell 6.12 Estimationsresultat; industri, arbetare

Ansats 1

Typ av lagstruktur	lag-längd	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE [31]	DW
A1 1 [29]	6	ja	–	ja	0.0296	0.9814	3.00	2.01
A1 2	6	ja	–	ja	0.0274	0.9811	3.02	2.01
A1 3	12	ja	–	–	0.0287	0.9815	2.99	2.21
A1 3	10	–	–	ja	0.0324	0.9806	3.06	2.14
W 0.5 [30]	13	–	–	–	0.0279	0.9814	2.99	2.08

Ansats 2

Typ av lagstruktur	lag-längd	k [32]	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE	DW
Av 4 [33]	4	–	ja	–	–	0.0284	0.9803	3.09	1.87
Al 2	3	1	ja	ja	ja	0.0225	0.9793	3.16	1.87
A1 3	4	1	ja	ja	–	0.0287	0.9801	3.10	1.97
Al 3	4	1	ja	ja	ja	0.0245	0.9799	3.12	1.87
Al 4	10	1	–	ja	ja	0.0353	0.9801	3.10	1.93

[29] Beteckningen A1 1 står för en lagfördelning av Almontyp, där gradtalet i polynomet har bundits till 1.

[30] W 0.5 innebär en exponentiell lagfördelning där $\lambda = 0.5$.

[31] $\frac{\Sigma N_{Ma}}{n} = 654$ (tusental)

[32] Polynomet har maximum i tidpunkten T–k.

[33] Beteckningen Av 4 står för 4 perioders glidande aritmetiskt medelvärde.

Tabell 6.13 Estimationsresultat; industri, arbetare och tjänstemän

Ansats 1

Typ av lagstruktur	lag-längd	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE [34]	DW
Al 1	6	–	–	ja	0.0145	0.9785	3.74	1.92
Al 2	6	–	–	ja	0.0123	0.9786	3.73	2.01
W 0.5	13	–	–	–	0.0124	0.9774	3.84	2.10

Ansats 2

Typ av lagstruktur	lag-längd	k	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE	DW
Av 4	4	–	–	–	–	0.0132	0.9792	3.68	1.88
Al 2	4	1.5	–	ja	ja	0.0131	0.9779	3.79	1.75

Tabell 6.14 Estimationsresultat; övriga näringslivet, arbetare och tjänstemän

Ansats 1

Typ av lagstruktur	lag-längd	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE [35]	DW
Al 1	3	–	–	ja	0.0049	0.8771	9.41	2.06
W 0.95	13	–	–	–	0.0045	0.8753	9.48	2.08

Ansats 2

Typ av lagstruktur	lag-längd	k	konstanten undertryckt	0-restriktion på T + 1	0-restriktion på T – n	$a_3\sqrt{c}$	$\bar{R}^2$	SE	DW
Av 2	2	–	–	–	–	0.0047	0.8781	9.37	2.06

Intressant är att konstatera den stora stabiliteten i skattningarna för industrisektorn. Sysselsättningselasticiteten med avseende på förändringen i N^{QP} har beräknats i tabell 6.15.

[34] $\frac{\Sigma N_M}{n} = 1042$ (tusental).

[35] $\frac{\Sigma N_N}{n} = 1684$ (tusental).

Tabell 6.15 Sysselsättningselasticiteten m a p förändringen i N^{Q_P}.[36]

	$e_{\bar{N},\ \bar{N}^{Q_P}}$
Industri, arb.	0.5 – 0.7
Industri, arb. och tj.	0.5 – 0.6
Övriga näringslivet	0.2

För industrin ligger elasticiteten i genomsnitt, såväl för samtliga anställda som för enbart arbetare, omkring 0.6. Detta innebär att 60 procent av ett efterfrågeöverskott på arbetskraft inom industrin fylls det närmaste kvartalet. Siffran för arbetare separat skiljer sig inte från den för samtliga anställda, vilket skulle kunna tolkas som att arbetare och tjänstemän har samma genomsnittliga anpassningshastighet. Den genomsnittliga amplituden för N_{Ma} och N_M är 40 000 respektive 46 000. Den senare variabeln omfattar emellertid även företag med mindre än 5 anställda. Räknas N_{Ma}-serien upp i motsvarande grad blir amplituderna desamma, varför en rimligare slutsats torde vara att ett efterfrågeöverskott för samtliga anställda i praktiken är ett efterfrågeöverskott för arbetare. Denna senare slutsats är också konsistent med *a priori* diskussionen i kapitel 3; där antogs tjänstemännen kunna betraktas som ett fixt kapital över konjunkturen.[37]

För övriga näringslivet ligger elasticiteten väsentligt lägre än för industrin. En möjlig förklaring till denna lägre anpassningshastighet kan vara övriga näringslivets i förhållande till industrin större möjlighet till övervältring av anpassningskostnaderna på priserna, en annan kan vara att N_N^Q-måttet överskattar den konjunkturella variationen i arbetskraftsefterfrågan i övriga näringslivet (jämför avsnitt 6.6 ovan).

Ovanstående skattningar motsäger vare sig hypotesen om en förväntnings-"lag" av geometrisk typ eller en mycket kort friktions-"lag".

En restriktion vid ekonometriska uppskattningar av "lag"-fördelningar härledda ur "förväntningsjämkningsansatsen" är antalet tillgängliga observationer. De statistiska serier över antalet sysselsatta som finns tillgängliga blir allt mindre tillförlitliga ju längre tillbaka i tiden man går.[38] Sammanfattningsvis måste jag därför konstatera att medan teoretiska skäl talar för en

[36] Elasticiteten (den genomsnittliga för perioden) har beräknats utifrån tabellerna 6.12–6.14 på följande sätt:

$$e_{\bar{N},\ \bar{N}^{Q_P}} = \sqrt{c}\ a_3 \cdot \bar{H}$$

[37] Definiera $N = N_{Ma} + N_{Mt}$ och $N^Q = N_{Ma}^Q + N_{Mt}^Q$ så kan sysselsättningsmodellen i sin enklaste form skrivas:

$(N_{Ma}+N_{Mt}) - (N_{Ma\text{-}1} + N_{Mt\ 1}) = c\ \{(N_{Ma}^Q+N_{Mt}^Q) - (N_{Ma\ 1} + N_{Mt\text{-}1})\}$. Om $N_{Mt}^Q = N_{Mt\text{-}1} =$ konstant så följer att ekvationen kan reduceras till $(N_{Ma} - N_{Ma\ 1}) - c(N_{Ma}^Q - N_{Ma\ 1})$.

[38] Se vidare SM AM 1968:33.

lång geometrisk förväntnings-"lag", så möjliggörs inte detta av tillgängliga data.

Den slutsats jag vågar dra från ovan genomförda empiriska test av "lag"-fördelningar är att mycket talar för att förväntnings- och friktions-"lagen" kan approximeras med en kort och okomplicerad "lag"-fördelning.

7 Den konjunkturella variationen i det aggregerade arbetskraftstalet

7.1 Problemställning

I kapitel 2—6 ovan har jag analyserat företagens kortsiktiga efterfrågebeteende på arbetsmarknaden. För att erhålla en mera fullständig förklaring av de konjunkturmässiga fluktuationerna i den registrerade arbetslösheten är det nödvändigt att komplettera denna analys med en modell över den konjunkturellt betingade in- och utströmningen i arbetskraften. Syftet med detta kapitel är att ställa upp en teoretisk modell för hushållets arbetsutbud och med utgångspunkt från denna härleda och estimera en ekvation för det aggregerade arbetskraftstalet.[1]

Arbetskraftens storlek bestäms definitionsmässigt av två faktorer, nämligen storleken på den arbetsföra befolkningen och det relativa arbetskraftstalet (jämför tabell 7.1 och 7.2). Variationen i den förra faktorns storlek kan uppdelas på naturlig befolkningsförändring och nettoimmigration. I det tidsperspektiv man har i en konjunkturanalys förefaller det vara rimligt att anta att den naturliga befolkningsförändringen är exogent bestämd. Nettoimmigrationen däremot kan antas samvariera med konjunkturläget.[2] En ekvation för nettoimmigrationen estimeras i appendix till detta kapitel.

Den konjunkturellt betingade variationen i relativa arbetskraftstalet kan i stort hänföras till förändringar i tre befolkningsgruppers arbetskraftstillhörighet. Den konjunkturkänsligaste arbetskraftstillhörigheten har kvinnor i åldern 25—34 år, de yngsta åldersgrupperna (16—25 år) och de äldsta åldersgrupperna (54—74 år).[3]

Förändringar i det aggregerade arbetskraftstalet mellan två tidpunkter är alltid ett nettotal. Under mätperioden har det naturligtvis förekommit både in- och utströmning i arbetskraften. Hur dessa strömmar påverkas av konjunkturläget diskuterades redan under trettiotalet.[4] Den utströmning ur arbetskraften som följer på en nedgång i konjunkturen förklarades således som en s k discouraged worker-effekt, medan den samtidiga inströmningen

[1] Arbetskraftstalet definieras i enlighet med arbetskraftsundersökningarna, d v s som summan av totala antalet sysselsatta och arbetslösa.

[2] Se exempelvis SOU 1974:29.

[3] Jämför exempelvis SOU 1971:8, appendix A.

[4] Jämför Hicks (1935) s. 94 ff., och Cassel (1934) kap. 15.

Tabell 7.1 Arbetskraften, procentuell årlig förändring

	Totalt	Effekt av befolkningsutvecklingen	Effekt av förändring i relativa arbetskraftstalet
1963/64	−0.02	0.89	−0.91
1964/65	0.67	1.00	−0.33
1965/66	1.23	0.89	0.34
1966/67	−0.41	0.59	−1.00
1967/68	1.31	0.41	0.90
1968/69	0.89	0.63	0.26
1969/70	1.60	0.87	0.73
1970/71	1.22	0.47	0.75
1971/72	0.20	0.00	0.20
1972/73	0.37	−0.12	0.49
1973/74	1.44	−0.01	1.45

Källa: SCB, PM 1976:1.

Tabell 7.2 Andelen av arbetskraftens förändring som kan tillskrivas befolkningsutvecklingen resp. förändringar i relativa arbetskraftstalet

	1965–70	1970–75
Befolkningsutvecklingens effekt	0.73	0.08
Därav p.g.a.:		
Nettoimmigration	0.44	0.04
Naturlig förändring	0.29	0.04
Effekt av förändringar i relativa arbetskraftstalet	0.27	0.92
Därav p.g.a.:		
Män	−0.51	−0.07
Kvinnor	0.78	0.99

Källa: SCB, PM 1976:1.

förklarades med att den till följd av lågkonjunkturen försämrade ekonomin i många hushåll tvingar ut på arbetsmarknaden familjemedlemmar som tidigare ej tillhört arbetskraften. Detta är den s k added worker-effekten. En minskning av det aggregerade arbetskraftstalet i en konjunkturnedgång kan därför tolkas som att discouraged worker-effekten är starkare än added worker-effekten.[5]

I den neoklassiska teorin betraktas individens (hushållets) arbetsutbud som ett valhandlingsteoretiskt problem, och den viktigaste förklaringsfaktorn bakom variationen i arbetsutbudet är den reala arbetslönens utveckling. Både discouraged worker-effekten och added worker-effekten kan tolkas i termer av denna teori.

[5] Jämför Mincer (1973).

Mot den neoklassiska tolkningen av orsakerna till den konjunkturella variationen i arbetsutbudet har dock rests kritik under senare år speciellt från mera institutionellt inriktade ekonomer. I de alternativa ansatser dessa formulerar, exempelvis teorin om en dual arbetsmarknad betonas i högre grad sambandet mellan arbetsmarknadens efterfråge- och utbudssida. På grund av att dessa ansatser å andra sidan snarast har karaktären av empiriska generaliseringar utgör de inte något alternativ till den neoklassiska modellen som analysinstrument.[6]

Svårigheten att empiriskt belägga de kortsiktiga implikationerna av den neoklassiska modellen och bristen på alternativa förklaringsmodeller har lett till att man i ekonometriska analyser av arbetskraftstalets konjunkturutveckling vanligen valt att arbeta enligt de *ad hoc*-mässiga s k job opportunity-ansatserna. I dessa ansatser försöker man fånga discouraged worker-effektens och added worker-effektens sammantagna inverkan på den konjunkturella variationen i arbetskraftstalet med någon proxy för arbetsmarknadsläget. Det centrala argumentet i job opportunity-ansatserna är att tillgången på arbetstillfällen bestämmer arbetskraftstalet för arbetskraftens marginalgrupper, vilket ger dessa modeller ett kanske starkare släktskap med de institutionella ansatserna än med den neoklassiska teorin.

Den modell jag ställer upp i detta kapitel utgör ett försök att i en neoklassisk ansats föra in vissa antaganden från teorin om en dual arbetsmarknad. Utifrån denna teoretiska syntes är det sedan möjligt att härleda en empirisk modell, vilken har stora likheter med de i ekonometriska analyser vanligt förekommande job opportunity-ansatserna. Genom denna syntes bör den ekonometriska analysen av arbetskraftstalets konjunkturvariation dock få en stabilare teoretisk grund än vad som vanligtvis är fallet i dessa modeller.

Kapitlet inleds med kortfattad sammanfattning av den neoklassiska analysen. Därefter diskuteras mera empiriskt inriktade ansatser. Den senare delen av kapitlet ägnas åt att formulera och estimera en ekonometrisk modell för det aggregerade arbetskraftstalet.

7.2 Valhandlingsteoretiska ansatser

I den neoklassiska teorin behandlas individens arbetsutbud som ett val mellan å ena sidan en av arbetslönens storlek bestämd konsumtion av varor och tjänster och å den andra ledighet.

Effekten på arbetsutbudet av en löneökning antas i denna ansats, vilket jag också diskuterat i avsnitt 5.4, kunna uppdelas i en inkomst- och en substitutionseffekt. Kan ledighet betraktas som en normal vara (d v s inte "infe-

[6] Jämför Corina (1972), Cain (1975) och Gordon (1972).

rior good") kommer inkomsteffekten att vara negativ på arbetsutbudet, d v s vid en högre arbetsinkomst kommer individen att efterfråga mera ledighet. Substitutionseffekten beror på prisrelationen mellan konsumtion och ledighet – liksom på nyttofunktionens utseende – och verkar åt motsatt håll på arbetsutbudet. En inkomststegring innebär nämligen en stigande alternativkostnad för ledighet. Nettoeffekten på arbetsutbudet kan vara positiv eller negativ.

Empiriska undersökningar på neoklassisk grund har gjorts på såväl tvärsnitts- som aggregerade data. Banbrytande var Mincers (1962) tvärsnittsstudie av variationen i de gifta kvinnornas arbetsutbud.[7] Mincers analys utgör en empirisk anpassning av den neoklassiska utbudsteorin för arbete. Således antar han dels att hushållet är den relevanta beslutsenheten och inte individen, dels att allokeringsproblemet skall vidgas att även inkludera hushållets egen produktion som ytterligare en valmöjlighet.

Hushållets totala utbud av arbetstid antas i Mincers modell påverkas av såväl hushållets samlade inkomst som av de enskilda medlemmarnas produktivitet i till förvärvsarbete alternativa sysselsättningar. Effekten av en löneökning för en enskild hushållsmedlem kan – i analogi med den traditionella ansatsen ovan – uppdelas i en inkomst- och en substitutionseffekt. Kan löneökningen ses som en ökning av hushållets permanenta realinkomst ("permanent income") framkallar den en negativ inkomsteffekt på hushållets totala utbud av arbetstid. För den hushållsmedlem som erhållit löneökningen medför denna emellertid sannolikt ingen reduktion av arbetsutbudet. Detta beror på att det, *cet. par.*, för hushållet som helhet nu blir kostsammare att utnyttja denna individ i till förvärvsarbete alternativa sysselsättningar eller låta honom (henne) vara ledig.

Enligt Mincers modell kommer således hushållets långsiktiga allokering av en viss medlems, exempelvis kvinnans, tid mellan fritid, hushållsarbete (studier) och förvärvsarbete att bestämmas av hushållets permanenta realinkomst samt kvinnans förtjänstmöjligheter på arbetsmarknaden. För ett hypotetiskt tvåpersoners hushåll, d v s med man och hustru, kan följaktligen kvinnans utbudsfunktion för arbete skrivas:

$$\left(\frac{L}{B}\right)_k = a_0 + a_1 \bar{W} + b_1 \bar{w}_k + \epsilon_1 \qquad k = \text{kvinnan} \qquad 7.1$$

där $a_1 < 0$ (ledighet antas vara en normal vara) och $b_1 > 0$.

$(L/B)_k$ uttrycker relativa arbetskraftstalet för gifta kvinnor, vilket är detsamma som sannolikheten för att en slumpmässigt utvald gift kvinna skall tillhöra arbetskraften. $\bar{W}$ representerar hushållets permanenta realinkomst,

[7] Omfattande arbeten på en grundval av tvärsnittsanalys har även gjorts av Long (1958), Cain (1966) och Bowen-Finegan (1969).

och w_k kvinnans förtjänstmöjlighet på arbetsmarknaden. ϵ_1 antas fånga inflytandet från andra variabler vilka äger förklaringsvärde i detta sammanhang, som barnantal, utbildningsnivå, bostadsort o s v. Parametern a_1 är ett mått på inkomsteffekten, vilken antas vara negativ (ledighet antas vara en normal vara), och b_2 ett mått på substitutionseffekten, vilken *a priori* är positiv.

Hushållets permanenta inkomst, $\bar{W}$, är summan av mannens permanenta inkomst, $\bar{W}_m$, och kvinnans, $\bar{W}_k$. Ekvation 7.1 kan därför även skrivas:

$$(\frac{L}{B})_k = a_0 + a_1 \bar{W}_m + (\bar{a}_1 + b_1) \bar{w}_k + \epsilon_1 \qquad 7.2$$

där $a_1 < 0$, $\bar{a}_1 = (\overline{NH})_k \cdot a_1 < 0$ ($(\overline{NH})_k$ är en positiv konstant) och $b_1 > 0$.[8]

Specificerad på detta sätt är Mincers modell över den gifta kvinnans arbetsutbud en långsiktig ansats. Genom att i modellen ta hänsyn till de kortsiktiga fluktuationerna i arbetslönen kan emellertid även den konjunkturella variationen i arbetsutbudet fångas.[9] Denna vidareutveckling av ekvation 7.2 kan skrivas:

$$(\frac{L}{B})_k = a_0 + a_1 \bar{W}_m + a_2 (W_m - \bar{W}_m) + (\bar{a}_1 + b_1) \bar{w}_k + \qquad 7.3$$

$$+ (\bar{a}_2 + b_2) (w_k - \bar{w}_k) + \epsilon_2$$

där $a_1 < 0$, $a_2 < 0$, $\bar{a}_1 < 0$, $b_1 > 0$, $\bar{a}_2 = (\overline{NH})_k \cdot a_2 < 0$ och $b_2 > 0$.

$(W_m - \bar{W}_m)$ mäter mannens tillfälliga (transitoriska) inkomst, och $(w_k - \bar{w}_k)$ hustruns. Följaktligen kan a_2 tolkas som en added worker-effekt, medan b_2 kan antas fånga discouraged worker-effekten.

Att empiriskt testa Mincers ansats på ett tidsseriematerial är p g a avsaknaden av relevanta dataserier inte möjligt. Därför har Mincers neoklassiska efterföljare i sina tidsserieanalyser valt att betrakta arbetsutbudet på traditionellt vis, i form av ett individuellt tidsallokeringsproblem, där valet står mellan konsumtion av marknadsvaror och ledighet. I dessa arbeten har man i likhet med Mincer valt att analysera arbetsutbudet i termer av den moderna konsumtionsteorin.

Det mest kända försöket att utveckla en analogi till Friedmans från konsumtionsteorin välkända "permanent-income" hypotes för att förklara arbetsutbudets utveckling över tiden är Lucas-Rapping (1970).[10] I denna an-

[8] $\bar{a}_1$-koefficienten kommer dock att försvinna när arbetsutbudet mäts i antal personer och inte i antal timmar; jämför diskussionen kring ekvation 7.12 nedan.

[9] Jämför Mincer (1962) och (1966).

[10] Ingår i Phelps *et al* (1970); den underliggande konsumtionshypotesen har utvecklats i Friedman (1957), jämför även Friedman (1971).

sats antas att en förändring i den permanenta inkomsten på traditionellt vis kan uppdelas i en inkomsteffekt och en substitutionseffekt.

På temporära inkomstökningar antas individen reagera genom att ta tillfället i akt att öka sitt arbetsutbud för att göra en extra förtjänst, vilket vid en senare tidpunkt kan leda till minskat arbetsutbud, d v s efterfrågan på extra ledighet.

Det aggregerade arbetsutbudet i timmar, LH, kan följaktligen skrivas:

$$LH = c_0 + (c_1+c_2)\bar{W} + c_2(W-\bar{W}) \qquad 7.4$$

där $c_1 < 0$ (ledighet antas vara en normal vara) och $c_2 > 0$.

Parametern $(c_1 + c_2)$ är ett estimat på effekten av förändringar i den permanenta inkomsten medan parametern c_2 (*a priori* positiv) skall fånga effekten av tillfälliga inkomstförändringar.[11]

7.3 Job opportunity ansatser

En kortsiktig aggregerad utbudsfunktion för arbete enligt ekvation 7.3 ovan fungerar inte särskilt väl empiriskt. I ekonometriskt inriktade arbeten har man därför sökt finna andra mått på discouraged worker- och added worker-effekten.

Strand-Dernburg (1964) antar, liksom flertalet av sina efterföljare, att discouraged worker-effekten kan fångas med en variabel som operationaliserar efterfrågetrycket på arbetsmarknaden, vanligtvis sysselsättningsnivån. Man antar vidare att added worker-effekten kan fångas med förväntade antalet utförsäkrade från arbetslöshetskassorna.[12]

En svaghet i denna modell är antagandet att efterfrågan på arbetsmarknaden kan operationaliseras med den aktuella sysselsättningsnivån, N. Sysselsättningsnivån och arbetskraftstalet är av samma storleksordning och variationen i storleken på dessa tal påverkas förutom av efterfrågans variation även av autonoma variabler som pensionsavgångar varför koefficien-

[11] En ansats av detta slag finns även i neokeynesianska arbeten som Grossman (1973) och Barro-Grossman (1971).

En alternativ tolkning av modellen finns hos Wachter (1972). På grundval av Duesenberrys (1949) "relative income" hypotes, i vilken konsumenternas beteende antas vara interdependent och över tiden irreversibelt, utvecklar Wachter en modell för arbetsutbudet. I denna ansats tolkas $\bar{W}$ som en proxy för önskad levnadsstandard medan $(W - \bar{W})$ mäter den relativa inkomstpositionen. För att upprätthålla önskad levnadsnivå framtvingar följaktligen ett tillfälligt inkomstfall ökat arbetsutbud. Till skillnad från permanent inkomstansatsen kommer parametern c_2 i Wachters modell att *a priori* ha negativt tecken.

[12] Till pionjäransatserna vad gäller denna typ av tidsserieanalyser måste även räknas Tella (1964).

ten framför N, som ett mått på discouraged worker-effekten, bör tolkas med viss försiktighet.

På grund av att korrelationen mellan förväntade antalet utförsäkrade från arbetslöshetskassorna och den aktuella arbetslöshetsnivån är mycket hög ($r > 0.9$) är ansatsen, vilket Mincer (1966) har visat, dessutom tautologisk.

Karaktäristiskt för ekonometriska ansatser i Strand-Dernburgs efterföljd är att de vanligtvis har en svag teoretisk grund och att man i dessa s k job opportunity-ansatser förutsätter förekomsten av en discouraged worker- och en added worker-effekt mer eller mindre *ad hoc*. Ett sätt att knyta ihop dessa empiriska modeller med en teoretisk som Mincers, enligt ekvation 7.3 ovan, är att som Mincer (1966) anta att

$$(W_m - \bar{W}_m) = W_m(U) \qquad 7.5a$$

där $W_m'(U) < 0$

$$(w_k - \bar{w}_k) = w_k(U) \qquad 7.5b$$

där $w_k'(U) < 0$

U står för arbetslösheten. Arbetslöshetsvariabeln används följaktligen som en proxy för både $(W_m - \bar{W}_m)$ och $(w_k - \bar{w}_k)$. Substituera de senare variablerna i ekvation 7.3 med ekvationerna 7.5a och 7.5b. Då $a_2 < 0$ och $b_2 > 0$ i ekvation 7.3, så leder detta till att tecknet på $L_k'(U)$ blir obestämt och därför måste tolkas som ett mått på nettoeffekten.

Kopplingen mellan de s k job opportunity-ansatserna och den neoklassiska modellen är följaktligen svag. Däremot förefaller job opportunity-ansatserna, genom betoningen av efterfrågans betydelse för arbetsutbudet, ha ett starkare släktskap med mera institutionellt inriktade ansatser som Thurows "jobb-konkurrensteori" och Piores "dualteori".

Den neoklassiska modellen härleder individens (hushållets) arbetsutbud utifrån nyttomaximeringspostulatet i form av ett tidsallokeringsproblem. Utgångspunkten för de mera institutionellt inriktade ansatserna är att arbetsmarknaden är heterogent sammansatt både vad gäller arbetskraftens utbildnings- och erfarenhetsnivå, och de olika jobbens krav. Detta gör det relevant att betrakta arbetsmarknaden som ett hierarkiskt system vad gäller de enskilda individernas potentiella förtjänstmöjligheter. Ett annat centralt drag i dessa ansatser är betoningen av sambandet mellan arbetsmarknadens efterfråge- och utbudssida. I den s k jobb-konkurrensteorin antas arbetskraften inte som i neoklassisk analys konkurrera med löner på arbetsmarknaden utan på grundval av sina bakgrundskaraktäristika (utbildning, ålder, kön etc.). Den grundläggande hypotesen är att dessa bakgrundska-

raktäristika bestämmer företagens träningskostnader för en nyanställd och att arbetsutbudet följaktligen kan ses som en kö av arbetssökande rangordnade med avseende på deras ur företagens synpunkt förväntade inskolningskostnader.[13] I den s k duala ansatsen antas arbetsmarknaden vara en segregerad marknad där jobb med internutbildning och karriärmöjligheter är förbehållna s k primary workers ("A-laget"), medan s k secondary workers ("B-laget") är hänvisade till de sämst betalda och mest konjunkturkänsliga jobben.[14] "Dualteorin"kan betraktas som ett specialfall av "jobbkonkurrens"-teorin.

7.4 Ett försök till syntes mellan den neoklassiska och den duala ansatsen

Det ligger nära till hands att utifrån ovanstående diskussion dra slutsatsen att den neoklassiska valhandlingsteorin och den duala ansatsen ger två med varandra konkurrerande förklaringar till den konjunkturella variationen i arbetsutbudet. Denna slutsats förutsätter emellertid att dessa båda ansatser söker besvara en och samma frågeställning. Så behöver inte vara fallet.

I den neoklassiska modellen betraktas arbetsutbudet som ett val mellan olika konsumtionsformer. Arbetslönen kan i denna modell ses som relativpriset mellan ledighet och konsumtion av marknadsvaror. Mot varje lönenivå svarar ett för individen (hushållet) önskat arbetsutbud. I ett jämviktsläge kommer naturligtvis detta önskade arbetsutbud att realiseras. I en ojämviktssituation däremot behöver det önskade arbetsutbudet inte komma till uttryck i ett aktivt arbetssökande – vilket är definitionen på arbetskraftstillhörighet – p g a att för många arbetslösa den förväntade kostnaden för ett aktivt sökande inte motsvaras av det förväntade utbytet; sannolikheten att få ett jobb bedöms som mycket liten. Förklaringen till en sådan ojämviktssituation kan exempelvis vara ett skift i den kortsiktiga efterfrågefunktionen för arbetskraft samtidigt som anpassningen av arbetslönerna mot det nya jämviktsläget sker mycket långsamt. I en ojämviktssituation av detta slag – vad Patinkin benämnt ofrivillig arbetslöshet[15] – är det troligt att många arbetslösa hamnar i en situation där fortsatt arbetssökande ter sig meningslöst. Ett ojämviktsläge kan emellertid även uppkomma till följd av andra marknadsfriktioner, som skatteregler, bristande tillgång på kollektiv barntillsyn, regional- och yrkesmässig obalans etc.

Det önskade arbetsutbudet i neoklassisk mening, L*, behöver således ej

[13] Thurow-Lucas (1972) s. 19 ff.
[14] Doeringer-Piore (1971) s. 13 ff och s. 165 ff.
[15] Patinkin (1965) s. 313 ff.

överensstämma med det faktiskt realiserade L. I mera institutionellt inriktade ansatser, som den duala, utgår man däremot från det empiriska begreppet, vilket innebär att de förklaringshypoteser man ställer upp avser det faktiska arbetsutbudet eller arbetskraftstalet. Detta är definitionsmässigt lika med sysselsättningen plus de aktivt arbetssökande. Endast i ett jämviktsläge kommer det faktiska arbetsutbudet att överensstämma med det arbetsutbud som härleds från den neoklassiska modellen.

Differensen mellan det arbetsutbud som definieras i den neoklassiska modellen och det empiriskt uppskattade arbetsutbudet, vilket svarar mot definitionen i den duala ansatsen kan definitionsmässigt skrivas:

$$L^* - L \equiv Ud + AMU + FP \geqslant 0 \qquad 7.6$$

där L^* betecknar det önskade arbetsutbudet vid gällande marknadslöner och L det faktiska. Ud kan tolkas som en dold ofrivillig arbetslöshet. AMU betecknar antalet personer som genomgår någon omskolningskurs i AMS regi och FP antalet förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl. De personer som genomgår arbetsmarknadsutbildning eller är förtidspensionerade står definitionsmässigt utanför arbetskraften även om de önskar ett arbete.

Ekvation 7.6 kan skrivas:

$$L \equiv L^* - Ud - AMU - FP \qquad 7.7$$

Denna definitionsmässiga uppdelning av arbetskraftstalet kan ges teoretiskt innehåll genom att L^* och (L^*-L) specificeras i form av beteendefunktioner. L^* kan därvidlag tolkas som önskat arbetsutbud enligt den neoklassiska modellen. Variationen i den totala dolda arbetslösheten, d v s i differensen mellan det aktuella arbetsutbudet, L, och det önskade, L^*, kan förklaras med utgångspunkt från den duala ansatsen. Slutsatsen är därför, att inte endast analysmetoden utan även syftet skiljer en neoklassisk modell från den duala. Ansatserna är följaktligen komplementära och ger båda viktiga bidrag till den empiriska analysen av arbetskraftsutbudet. Var för sig är de emellertid ofullständiga. Den neoklassiska är således inriktad på att förklara arbetsutbudet vid jämvikt på arbetsmarknaden. Detta kan sägas vara ett mer långsiktigt perspektiv, vilket gör att denna modell inte klarar att ge en tillfredsställande förklaring till de konjunkturella fluktuationerna i arbetskraftstalet. Den duala ansatsen å andra sidan innefattar ingen analys av de faktorer som bestämmer det önskade arbetsutbudets storlek. Genom att knyta ihop ansatserna bör därför en mera komplett modell kunna byggas.

En sådan syntes förutsätter emellertid att vi kan finna en neoklassisk modell som är konsistent med den duala. Detta gäller enligt min uppfattning Mincers hushållsansats men däremot ej det slag av ekonometriskt inriktade neoklassiska ansatser som representeras av de ovan refererade modellerna

av Lucas-Rapping och Wachter. I dessa båda modeller knyter författarna nämligen an till den tradition som går tillbaka till Robbins analys på 30-talet, där arbetsutbudet betraktas som ett individuellt tidsallokeringsproblem. Förvärvsarbete eller fritid är sannolikt inte det närmast liggande valproblemet för en hemmafru med barnpassningsansvar eller för en 16-åring som just gått ut ur grundskolans avslutningsklass. Dessa personers val torde i verkligheten vara beroende av sådana faktorer som hushållets samlade inkomst och förmögenhet, samt hushållets lokalisering.

På grund av att många individer investerar i utbildning och att en betydande del av den samlade produktionen i samhället görs inom hushållets ram, fann Mincer det lämpligt att anta att inte individen utan hushållet är den relevanta beslutsenheten. Mincers neoklassiska analys har härigenom, förutom att den sannolikt är mer realistisk i sina antaganden, också den fördelen framför de båda ovan refererade tidsseriestudierna att den är konsistent med den duala modell som diskuterats ovan. Med utgångspunkt från postulatet att hushållet är den relevanta beslutsenheten går det nämligen också att förklara de s k A- och B-lagens skilda arbetsmarknadsbeteenden.

Hushållet är såväl en producerande som en konsumerande enhet. Genom att sälja tjänster på arbetsmarknaden och genom produktion av varor och tjänster inom hushållets ram skapas resurser för investering i utbildning och för konsumtion. Hushållet förutsättes bestå av man, hustru samt eventuella barn i arbetsför ålder. Dessa utgör en produktionsenhet och tillsammans med övriga barn utgör hushållet en konsumtionsenhet.

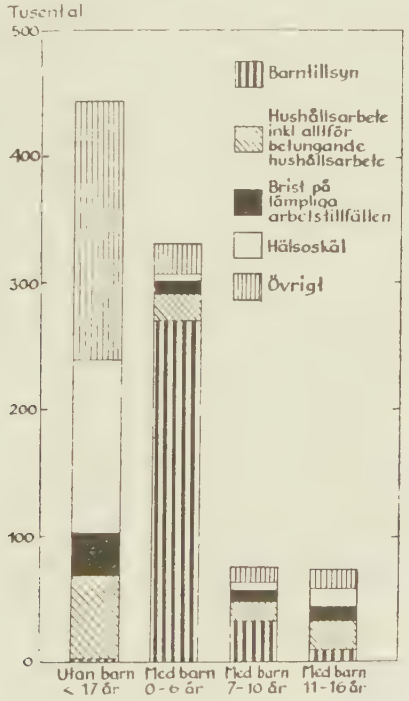
I hushållet antas en person, mannen, i förhållande till övriga hushållsmedlemmar, ha komparativa fördelar i förvärvsarbete. Detta kan förklaras med att mannen vanligtvis har längre utbildning och större yrkeserfarenhet. Viktigare torde dock vara att uppfostran och skola skapat en mans- och en kvinnoroll; mannen förväntas välja jobb med karriärmöjligheter och stora inkomster, medan kvinnor vanligtvis förväntas välja serviceyrken med låga löner och små möjligheter till karriär. Kvinnornas uppfostran som barn liksom deras yrkesval ger dem i jämförelse med männen genomsnittligt sett en väsentligt lägre potentiell förvärvsinkomst, samtidigt som samma faktorer talar för att kvinnan har högre produktivitet i hushållsarbetet. Skaffar sig hushållet barn förstärks dessa komparativa skillnader mellan män och kvinnor i hög grad.[16]

En specialisering av arbetsuppgifterna inom hushållets ram kan alltså vara riktig ur rent hushållsekonomisk synvinkel. Detta förhållande kan ytterligare förstärkas av institutionella faktorer som obligatorisk sambeskattning, brist på daghem, attityder till visst kön hos arbetsgivare o s v. Jämför figur 7.1.

[16] Jämför Jonung (1974) och (1975), Gustafsson (1975), Rottenberg (1956) Furåker (1976) s. 81 ff samt Gardell (1977) s. 28.

Det finns naturligtvis förutom kvinnorna, andra grupper som kan benämnas som "handikappade" på arbetsmarknaden. Hit brukar räknas ungdomar som kommer direkt från skolsystemet och ofta saknar yrkeserfarenhet, äldre från arbetslöshetskassan utförsäkrade arbetslösa med en för dagens arbetsmarknad irrelevant utbildning eller som är bosatta på en ort där utkomstmöjligheter saknas. Utmärkande för dem som kan räknas till arbetsmarknadens "B-lag" är att de ofta föredrar att stå utanför arbetsmarknaden framför att registrera sig som arbetslösa. Den viktigaste förklaringsfaktorn bakom variationen över konjunkturcykeln i denna dolda arbetslöshet är tillgången på arbetstillfällen.

Figur 7.1 Kvinnor utanför arbetskraften fördelade efter yngsta barnets ålder och huvudanledning till att de ej förvärvsarbetar.



Källa: SOU 1971:43 s. 79.

För att koppla ihop ovan skisserade hushållsmodell med problemet att ge ekvation 7.7 teoretiskt innehåll skall jag definiera det aggregerade arbetskrafttalet på följande sätt:

$$L \equiv L_A + L_B \qquad 7.8$$

där L_A är ett aggregat av männens ("A-lagets") samlade arbetsutbud. L_B är aggregatet av övriga arbetsföra befolkningens ("B-lagets") arbetsutbud. Rent definitionsmässigt, och med utgångspunkt från ovan uppställda antaganden måste gälla dels att "A-laget" har en 100-procentig arbetskraftstillhörighet, d v s

$$L_A \equiv L_A^* \equiv B_A \qquad 7.9$$

där B_A står för antalet personer i "A-laget", dels att

$$L_B \equiv L_B^* - Ud - AMU - FP \qquad 7.10$$

Substituera L_A och L_B i ekvation 7.8 med ekvationerna 7.9 och 7.10. Detta ger följande uttryck:

$$L \equiv B_A + L_B^* - (Ud+AMU+FP) \qquad 7.11$$

Det aggregerade arbetskraftstalet, L, kan således uppdelas i tre komponenter. Den första, B_A, d v s antalet personer i "A-laget", antas vara institutionellt bestämd. L_B^* är "B-lagets" önskade arbetsutbud och variationen i L_B^* bör man kunna fånga tillfredsställande med en neoklassisk ansats av Mincers typ enligt ekvation 7.2 ovan. (Ud+AMU+FP) representerar den totala dolda arbetslösheten, variationen i denna kan antas förklaras av institutionella faktorer och med tillgången på arbetstillfällen för "B-laget". AMU och FP kan betraktas som ekonomisk-politiska handlingsparametrar.

I Mincers modell, enligt ekvation 7.2 ovan, är det centrala tidsallokeringsproblemet för hushållet inte valet mellan ledighet och ett av konsumtionsönskningar nödvändigt förvärvsarbete. Hushållets tidsallokeringsproblem kan snarare sägas gälla hur kvinnans tid skall fördelas mellan hushållsarbete och förvärvsarbete samt hur de arbetsföra barnens tid skall fördelas mellan studier och förvärvsarbete. Med de beteckningar som använts i de senare avsnitten av detta kapitel, kan denna modell skrivas:

$$\left\{\frac{L_B^*}{B_B}\right\}_j = a_{0j} + a_{1j}\overline{W}_A + \bar{\bar{a}}_{1j} \sum_{\substack{i=1 \\ i\neq j}}^{n} (\overline{w}_B)_i + (\overline{a}_{1j} + b_{1j})(\overline{w}_B)_j \qquad 7.12$$

där indexet j står för en viss delpopulation i "B-laget", exempelvis gifta kvinnor. Indexen i står för övriga delpopulationer, exempelvis ungdomar i olika åldrar, medan n står för totala antalet delpopulationer som "B-laget" kan uppdelas i.[17]

[17] Enligt SOS Statistisk årsbok 1975, tabell 34, fanns det i Sverige 1970, 3050 tusen bostadshushåll. I de bostadshushåll som utgjordes av mer än en person fanns förutom de s k

$\bar{W}_A$ betecknar mannens permanenta inkomst. Koefficienten framför $\bar{W}_A$ antas fånga den negativa inkomsteffekten ($a_{1j} < 0$). $(\bar{w}_B)_j$ betecknar den potentiella förvärvsinkomsten för den j:te medlemmen av hushållet, och $(\bar{w}_B)_i$ för den i:te, $i \neq j$. Koefficienten framför $(\bar{w}_B)_j$ antas fånga både den positiva substitutionseffekten ($b_{1j} > 0$) och den negativa inkomsteffekten ($\bar{a}_{1j} < 0$). Jag kommer nedan att diskutera möjligheten att *a priori* uttala sig om nettoeffekten av dessa motverkande effekter.

En ökning av mannens permanenta inkomstnivå, $\bar{W}_A$, övriga förklaringsvariabler i ekvation 7.12 konstanthållna, ger hushållet utrymme för såväl ökad konsumtion av marknadsvaror som utbildning och ledighet. Denna negativa inkomsteffekt implicerar således att i hushåll där mannen har en hög inkomst man oftare har hemmafru och studerande barn (i arbetsför ålder) än genomsnittshushållet och omvänt för hushåll där mannen är låginkomsttagare. Även om jag inte kan stödja mig på någon svensk tvärsnittsstudie som bekräftar detta finns det undersökningsresultat som ger ett visst stöd för en negativ inkomsteffekt.[18]

Stiger den potentiella inkomsten i förvärvsarbete för hemmafruar respektive ungdomar som befinner sig i postgrundskoleutbildning eller just överväger att påbörja sådana studier, innebär detta naturligtvis en ökad alternativkostnad att inte börja förvärvsarbeta. En stigande potentiell förvärvsinkomst för en förvärvsarbetande gift kvinna kan minska hennes önskade arbetsutbud i timmar, men knappast minska hennes benägenhet att förvärvsarbeta överhuvudtaget. När arbetsutbudet mäts i antal personer måste följaktligen denna inkomsteffekt försvinna. Koefficienten framför $(\bar{w}_B)_j$ kan därför tolkas som en substitutionseffekt och tecknet på koefficienten måste vara positivt.

Antag slutligen att mannens permanenta inkomst, $\bar{W}_A$, samt den j:te medlemmens är given. En förändring i någon av de övriga arbetsföra hushållsmedlemmarnas potentiella inkomst måste från hushållets synpunkt i jämförelse med frågan huruvida den j:te medlemmen skall förvärvsarbeta eller ej, ha en transitorisk prägel. $\bar{a}_{1j}$ kan därför tolkas som en added worker-effekt; som diskuterats ovan är det troligt att denna effekt är av underordnad betydelse i vårt land med ett väl utbyggt socialt skyddsnät — socialhjälp, bostadsbidrag, studielån etc gör att ungdomar knappast behöver avbryta sina studier p g a att deras mödrar fått vidkännas sänkt förvärvsinkomst, och att mödrar knappast behöver ta ett förvärvsarbete p g a att barnen vill studera.

Givet att B_B utvecklas relativt trendmässigt, bör den aggrerade L_B^*-modellen följaktligen kunna skrivas:

hushållsföreståndarna sammanlagt 1856 tusen kvinnor, 633 tusen barn över 18 år och 160 tusen farföräldrar m m.

[18] Jämför Kvinnorna och arbetsmarknaden (AMS 1974) s. 9 f.

$$L_B^* = L_B^*(\bar{W}_A, \bar{w}_B) \qquad 7.13$$

där $L_B^{*\prime}(\bar{W}_A) < 0$ och $L_B^{*\prime}(\bar{w}_B) > 0$.

I ekvation 7.11 gjordes en uppdelning av det aggregerade arbetskraftstalet, L, i tre komponenter. Den tredje av dessa representerar den totala dolda arbetslösheten, d v s differensen mellan "B-lagets" önskade och faktiska arbetsutbud. För att förklara variationen i $(L_B^* - L_B)$ har jag utgått från antagandet om en dual arbetsmarknad.

Den stora bristen i den duala ansatsen är att den ej definierar den dolda arbetslösheten teoretiskt. Genom att härleda L_B^* utifrån en hushållsmodell i enlighet med Mincers neoklassiska ansats kan en koppling mellan den neoklassiska teorin och denna empiriskt inriktade ansats erhållas. Mincers hushållsmodell är nämligen konsistent med uppdelningen av arbetsmarknaden i ett "A-lag" och ett "B-lag", som görs i den duala teorin och där den centrala tesen är sambandet mellan efterfrågan och utbud av arbetskraft. "A-laget" antas ha 100-procentig arbetskraftstillhörighet. För "B-laget" kan arbetskraftstillhörigheten inte i lika hör grad betraktas som institutionaliserad och hela variationen i det aggregerade arbetskraftstalet förklaras av "B-lagets" in- och utströmning i arbetskraften.

Orsaken till denna rörlighet in och ut i arbetskraften har ovan antagits bero på den traditionella rollfördelningen inom hushållet, där mannen har det huvudsakliga försörjningsansvaret medan kvinnan ansvarar för hemmet.

Discouraged worker hypotesen kan med denna utgångspunkt förklaras med att ett fall i företagens efterfrågan på arbetskraft i en konjunkturnedgång leder till att många av dem som tillhör "B-laget" finner det meningslöst att fortsätta ett aktivt arbetssökande p g a att den förväntade sannolikheten att få arbete till rådande marknadslöner faller i relation till kostnaden att söka arbete.[19]

Added worker hypotesen säger att om hushållets ordinarie försörjare drabbas av arbetslöshet tvingas, p g a den reducerade hushållsinkomsten, hushållets övriga medlemmar öka sitt förvärvsarbete för att komplettera hushållsinkomsten. Denna hypotes hade säkerligen stor empirisk relevans när den formulerades på 30-talet.[20] I dagens samhälle med det väl utbyggda skyddsnät och arbetslöshetsförsäkringssystem för dem som tidigare haft arbete kan antas att hushållets marginella förändringar av sitt arbetsutbud i långt mindre utsträckning styrs av ett kortsiktigt ekonomiskt tvång.[21]

[19] Sökkostnaden utgörs i detta fall av tid som alternativt kan användas till för hushållet produktiva sysselsättningar som hushållsarbete, studier etc.

[20] En analogi till added worker hypotesen när det gäller företagsbildningen är Dahméns s k levebrödsprincip, se Dahmén (1950) s. 387 f.

[21] Jämför Rehn (1975) avsn. 4. Coen (1973) försöker fånga added workereffekten med

Givet L_B^* kan det därför antas vara sannolikt, i enlighet med discouraged worker hypotesen, att den totala dolda arbetslösheten, $(L_B^*-L_B)$, samvarierar negativt med tillgången på arbetstillfällen för denna arbetskraftsreserv. Added worker hypotesen däremot, kan antas sakna förklaringsvärde. $(L_B^*-L_B)$ påverkas, som diskuterats ovan, även av institutionella faktorer som arbetslagstiftning och möjligheten att erhålla kollektiv barntillsyn. $(L_B^*-L_B)$ har följaktligen en konjunkturell komponent och en strukturell. Den senare approximeras med en trend. Formellt kan därför skrivas:

$$(L_B^*-L_B) = f\{(N+V),t\} \qquad 7.14$$

där $f'(N+V) < 0$, N är totala sysselsättningen och V totala antalet lediga jobb.[22]

Min slutsats är, att det med utgångpunkt från en hushållsmodell är möjligt att integrera viktiga element från den neoklassiska och den duala modellen. De viktigaste argumenten för att bestämma hushållens aggregerade arbetskraftstal har i denna syntes antagits vara: För det första "A-lagets" storlek, vilket antagits vara institutionellt bestämt och beroende av samhällsutvecklingen. För det andra "A-lagets" permanenta inkomst. För det tredje "B-lagets" potentiella förvärvsinkomst och relativa produktivitet i till förvärvsarbete alternativa sysselsättningar. Slutligen varierar arbetskraftstalet som en följd av förändringar i den förväntade sannolikheten att finna ett arbete för de arbetslösa medlemmarna i "B-laget". Hela modellan kan sålunda sammanfattas:

$$L = B_A + L\{\bar{W}_A, \bar{w}_B, (N+V), t\} \qquad 7.15$$

där $L'(\bar{W}_A) < 0$, $L'(\bar{w}_B) > 0$ och $L'(N+V) > 0$.

7.5 Estimationsresultat

Syftet med detta avsnitt är att estimera ovan specificerade teoretiska modell, vilken sammanfattades i ekvation 7.15. En sådan empirisk analys kräver att alla variabler i modellen är operationellt definierade. Detta problem kommer att diskuteras nedan. Innan jag kommer in på operationalise-

en variabel som mäter skillnaden mellan potentiellt och faktiskt arbetstidsuttag per anställd. Denna variabel motsvarar i princip min labor hoarding-variabel (se kap. 2.2 ovan). Test med den senare variabeln i min modell har varit utan framgång, vilket om Coens ansats är riktig kan tolkas så att en strukturell skillnad föreligger mellan USA och Sverige.

[22] Jämför definitionen av arbetskraftsefterfrågan i kapitel 6. I detta fall har jag tagit fasta på efterfrågan sett från de arbetssökandes synpunkt.

ringsproblemet skall jag som en startpunkt för den empiriska analysen belysa den långsiktiga utvecklingstendensen i det aggregerade arbetskraftstalet.

En viktig förklaringsfaktor bakom den långsiktiga utvecklingen av arbetskraftstalet (jämför inledningen till kapitlet) är befolkningstillväxten, vilket framgår av ekvation 7.16:[23]

$$L = \underset{(-5.6)}{-1700.3} + \underset{(18.4)}{0.96\ B} \qquad 7.16$$

$\bar{R}^2 = 0.882 \quad SE = 39.6 \quad DW = 0.21$
(Estimationsperiod: 1964:1—1975:2)

Det genomsnittliga relativa arbetskraftstalet har under det senaste decenniet legat kring 0.67. Storleken på koefficienten framför variabeln B i ekvation 7.16 tyder därför på att det under perioden skett en trendmässig ökning i det genomsnittliga relativa arbetskraftstalet. Omräknad till en genomsnittlig elasticitet i L m a p B blir koefficienten 1.4, vilket kan tolkas att tillväxten i arbetskraftstalet under observationsperioden varit 40 % snabbare än befolkningens tillväxt i motsvarande åldersgrupp.

Då avsikten med analysen i detta kapitel är att förklara den konjunkturella in- och utströmningen i arbetskraften är det lämpligt att sätta L/B och inte L som beroende variabel. L/B definieras operationellt som andelen av befolkningen mellan 16 och 74 år som ingår i arbetskraften. Genom att estimera L/B som en funktion av en linjär tidstrend, t, får vi en uppfattning om hur mycket L/B varierar kring sin långsiktiga tillväxtbana.[24]

$$\frac{L}{B} = \underset{(399.1)}{65.7} + \underset{(8.4)}{0.05\ t} \qquad 7.17$$

$\bar{R}^2 = 0.606 \quad SE = 0.549 \quad DW = 0.31$
(Estimationsperiod: 1964:1—1975:2)

Denna enkla trendmodell säger att i genomsnitt har den årliga tillväxten i relativa arbetskraftstalet varit omkring 0.2 procentenheter ($4 \cdot 0.05 = 0.2$). Storleken på determinationskoefficienten säger vidare att omkring 40 % av variationen i L/B förblir oförklarad i denna modell. SE-måttet visar att den genomsnittliga variationen kring trendlinjen i L/B är en halv procentenhet vilket uttryckt i personer motsvarar drygt 20 tusen.[25]

[23] I den danska kvartalsmodellan (SMEC, 1973) skattas det aggregerade arbetskraftsutbudet på detta vis.

$\frac{\Sigma L}{n} = 3880$ (tusental), $\frac{\Sigma B}{n} = 5800$, n = antalet observationer.

[24] $\frac{\Sigma L/B}{n} = 66.9$ (%)

[25] När det gäller att bedöma en modells prediktionsförmåga är kanske medelfelet för resi-

Det aggregerade arbetskraftstalet kan delas upp i tre komponenter. Genom att dividera igenom denna modell, enligt ekvation 7.11, med B erhålls följande identitet:

$$L/B \equiv B_A/B + L_B^*/B - (Ud + AMU + FP)/B \qquad 7.18$$

Den första termen i ekvationens högerled, B_A/B, representerar "A-lagets" andel av den arbetsföra befolkningen. L_B^*/B uttrycker "B-lagets" önskade arbetsutbud som andel av arbetsföra befolkningen och (Ud+AMU+FP)/B den totala dolda arbetslöshetens andel av arbetsföra befolkningen.

I den teoretiska analysen ovan antas att arbetsmarknaden är dual och att "A-laget" har 100-procentig anslutning till arbetsmarknaden. Variationen i det genomsnittliga arbetskraftstalet förklaras alltså av variationen i "B-lagets" arbetskraftstillhörighet.

Det första problemet när det gäller att göra ekvation 7.18 empiriskt meningsfull är operationaliseringen av B_A. Det är praxis i empiriska ansatser på dualteoretisk grund att schablonmässigt definiera "A-laget" som alla män mellan 25 och 54 år, $B_{m(25-54)}$, medan resten av befolkningen mellan 16 och 74 år antas tillhöra "B-laget".[26]

Över tiden sker emellertid en successiv förändring i den institutionella ram inom vilken modellen är specificerad, varför denna schablonmässiga uppdelning i ett "A-lag" och ett "B-lag" kan vara ett problem i tidsseriestudier. En viktig del av den institutionella förändringen över tiden är nämligen den successiva förändringen i kvinnornas attityd till förvärvsarbete, vilket bl a är en följd av den förlängda genomsnittliga utbildningstiden och urbaniseringsprocessen.[27] Således uppmättes i 1970 års folk- och bostadsräkning (FoB 1970) en förvärvsfrekvens på 60 % för kvinnor med enbart pregymnasial utbildning, 70 % för kvinnor med gymnasial utbildning och 90 % för kvinnor med postgymnasial utbildning. Slutsatsen av detta är att den över tiden stigande genomsnittliga utbildningsnivån medför att allt fler kvinnor får en fastare anknytning till arbetsmarknaden och alltså definitionsmässigt bör räknas till "A-laget" och följaktligen att den institutionellt betingade uppdelningen i ett "A-lag" och ett "B-lag" inte kan betraktas som oberoende av tiden.

Ett sätt att komplettera modellen så att även denna successiva över-

dualen ett intressantare mått än determinationskoefficienten. Genom att jämföra SE i nedan estimerade förklaringsmodell med siffran 0.5 kan man således få en uppfattning om den senare modellens prediktionsförmåga.

[26] Detta sätt att definiera "A-" och "B-laget" är det vanliga inom dualteorin. "A-laget" definierat på detta sätt har för estimationsperioden haft ett relativt arbetskraftstal på omkring 95 % medan relativa arbetskraftstalet för övriga befolkningen mellan 16 och 74 år legat omkring 55 %.

[27] Kausalordningen kan också vara omvänd.

strömning från "B-" till "A-laget" fångas är att lägga till en trendfaktor, t, d v s:

$$\frac{B_A}{B} = \frac{B_{m(25-54)}}{B} + \frac{B_A}{B}(t) \qquad 7.19$$

L_B^*, det önskade arbetsutbudet för "B-laget", har antagits vara en negativ funktion av "A-lagets" permanenta inkomst och en positiv funktion av "B-lagets" potentiella förvärvsinkomst i relation till produktiviteten i alternativa sysselsättningar, som arbete i egna hushållet, studier o s v.

Den ökning i "A-lagets" permanenta inkomst som har skett över tiden implicerar enligt modellen (ekvation 7.12) en negativ inkomsteffekt, d v s ett minskat arbetsutbud av "secondary labor". Över tiden sker emellertid också en kontinuerlig attitydförskjutning hos kvinnorna till förvärvsarbete, vilket jag diskuterat ovan, p g a den genomsnittligt sett höjda utbildningsnivån och fortsatta urbaniseringsprocessen. Detta gör att allt fler kvinnor måste antas tillhöra "A-laget". Båda dessa utvecklingsförlopp har skett successivt, varför möjligheten att särskilja dem är begränsad. I en kortsiktsmodell förefaller det därför vara rimligt att som en första approximation försöka fånga nettoeffekten av dessa motverkande tendenser med en linjär tidstrend.

"B-lagets" val mellan att ta ett förvärvsarbete och att arbeta på deltid i egna hushållet (eller studera) bestäms av den enskilda individens potentiella inkomst av förvärvsarbete i relation till marginella produktiviteten i den alternativa sysselsättningen. Med potentiell förvärvsinkomst avses i detta sammanhang den förväntade reala nettoinkomsten av förvärvsarbete, d v s sedan avdrag gjorts dels för inkomstskatt, dels för den eventuella reduktionen av transfereringar till hushållet som följer av inkomstökningen.

En hemmaarbetande kvinnas marginella produktivitet i hushållsarbete kan antas bero på antalet barn, bostadens standard etc. Dessa variabler torde för den genomsnittliga kvinnan utvecklas relativt oberoende av det normala konjunkturförloppet. Den reala marknadslönens utveckling bör därför vara en godtagbar proxy för variationen i hennes marginella produktivitet i förvärvsarbete i relation till den alternativa sysselsättningen i hushållsarbete.

Vad gäller ungdomarnas val mellan gymnasiala, alternativt postgymnasiala, studier och förvärvsarbete kan antas att intresset för studier påverkas av arbetsmarknadsläget. Denna påverkan på studieintresset torde kunna uppdelas i två motverkande effekter. Sålunda kan stigande total arbetslöshet antas leda till ökat intresse att stanna kvar i utbildningssystemet, medan en stigande arbetslöshet för kategorien utbildade å andra sidan torde ha negativ effekt på rekryteringen till den högre utbildningen. I en konjunkturnedgång drabbas speciellt den yngre åldersgruppen i arbetskraften av ar-

betslöshet.[28] Man kan därför vänta att den förra effekten är starkast, d v s en discouraged worker-effekt.

Den potentiella förvärvsinkomsten för "secondary labor" kan endast mätas på indirekt väg. Den reala genomsnittliga timlönen efter skatt kan antas vara en rimlig utgångspunkt för ett försök att konstruera ett sådant mått. Detta mått bör dock kompletteras på ett sådant sätt att det fångar effekten dels av de låglönesatsningar som genomförts under de senare avtalsuppgörelserna, dels av skatteomläggningarna 1965/66 (införande av frivillig särbeskattning) och 1970/71 (införandet av obligatorisk särbeskattning).

Låglönesatsningarna syftar till att minska lönespännvidden inom löntagarkollektivet. Ett mått på den uppnådda effekten är kvoten mellan kvinnliga och manliga industriarbetares reala timlön, $(w_k/w_m)_M$. Effekten av särbeskattningsreformen har antagits slå igenom successivt under en längre tidsperiod p g a att informationsspridningen tar tid. Således antas att vissa hushåll har erhållit tillräcklig information långt före lagens ikraftträdande medan andra erhållit samma information långt senare. Skatteeffekten har beräknats för ett "normalhushåll" där kvinnan har att välja mellan att fortsätta arbeta på heltid i egna hushållet eller att ta ett halvtids förvärvsarbete. Den totala skatteeffekten för detta normalhushåll kan uppskattas till 1600 kr och 2000 kr för resp. skatteomläggning.[29]

De faktorer som inverkar på L_B^*/B kan sammanfattas formellt:

$$\frac{L_B^*}{B} = g\left\{ t, \bar{w}, \left(\frac{w_k}{w_m}\right)_M , \text{TXEFF} \right\} \qquad 7.20$$

där $g'(\bar{w}) > 0$, $g'\{(w_k/w_m)_M\} > 0$ och $g'(\text{TXEFF}) > 0$.

$\bar{w}$ har operationaliserats som $\{WT - Tx/p\}/NHT$, där WT står för hushållens reala lönesumma, Tx för hushållens totala inkomstskatt, p för konsumentprisindex och NHT för totala arbetsinsatsen i timmar. Då inkomstvariabeln måste betraktas som en förväntningsvariabel har jag prövat några alternativa "lag"-specifikationer. Ett 16 kvartals glidande artimetiskt genomsnitt har befunnits vara den ur ekonometrisk synpunkt mest lämpliga approximationen.

[28] Se t ex SOU 1975:90 s. 228 ff.

[29] Beräkningen har gjorts utifrån tabellbilagan, s. 191 ff i Jakobsson Norman (1974). Skatteeffektens genomslag har beräknats med följande formel:

$$\text{TXEFF} = e^{a-b\,t}$$

där TXEFF är skatteomläggningens inkomsteffekt i kvartal t, e^a är den slutliga effekten d v s 400 resp. 500 kr, för b har jag prövat olika värden.

Tredje steget i analysen är att förklara variationen i den totala dolda ofrivilliga arbetslösheten, ($L_B^* - L_B$). Här utgår jag från den ovan diskuterade job opportunity-ansatsen, där den dolda arbetslösheten antas vara negativt korrelerad med tillgången på "secondary jobs". Det vanligaste sättet att operationalisera denna förklaringsfaktor är med förvärvsfrekvensen, N/B. Black-Russel (1970) har emellertid visat att den estimerade koefficienten framför N/B i estimeringen av relativa arbetskraftstalet L/B, blir biased om observationerna på N och L kommer från en och samma arbetskraftsenkät, vilket ju gäller för Sverige där både N och L få s från Akuundersökningarna som är av enkättyp. Denna bias, som således är en följd av beroendet mellan skattningsfelen i N och L, har jag sökt reducera genom att i stället för N/B använda ett glidande artimetiskt genomsnitt över tre perioder för (N + V). Förutom att ovan diskuterade bias reduceras är min uppfattning att (N + V) dessutom är ett riktigare mått på tillgången på jobb än variabeln N; (N + V) kan ses som ett mått på det allmänna arbetsmarknadsläget. För att dessutom fånga den specifika tillgången på kvinnojobb har jag prövat en variabel som mäter industrisysselsättningens andel av den totala sysselsättningen, N_M/N. Industrisysselsättningen är klart mansdominerad, varför tecknet på koefficienten framför denna variabel kan antas bli positivt.[30]

Ett sätt för samhället att reducera de negativa effekterna av arbetslöshet för äldre och annan svårplacerad arbetskraft har under det senaste decenniet varit att i allt större utsträckning av rena arbetsmarknadsskäl erbjuda de friställda förtidspensionering. De som väljer detta alternativ kommer definitionsmässigt att stå utanför arbetsmarknaden. En ökning i antalet förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl, FP, kommer därför att reducera L_B i motsvarande grad.[31]

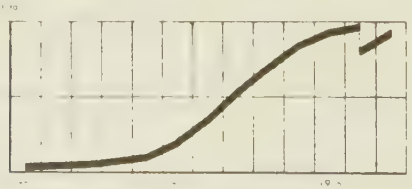
[30] Kvinnoandelen inom industrin är omkring 25 % mot 45 % för övriga sektorer i genomsnitt.

[31] Endast personer med full förtidspension har medtagits, övriga ingår nämligen definitionsmässigt fortfarande i arbetskraften. Antalet förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl, FP, har beräknats på indirekt väg:

$$FP = FPT - \frac{FP64{:}4}{B64{:}4} B$$

där FPT är totala antalet förtidspensionärer, FP64:4 är antalet förtidspensionärer fjärde kvartalet 1964, B64:4 arbetsföra befolkningens storlek samma kvartal och B befolkningen.

Den 1 juli 1976 sänktes allmänna pensionsåldern från 67 till 65 år vilket resulterade i att antalet förtidspensionerade reducerades med omkring 20 %.



Figur 7.2 Antal förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl.

Anm. Det går naturligtvis att hävda att jag valt en felaktig norm, och att normen för sjuk

Antalet sysselsatta i omskolningskurser, AMU, kan analytiskt behandlas på samma sätt som de förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl.

I operationell form kan discouraged worker hypotesen sammanfattas:

$$\frac{(L_B^* - L_B)}{B} = f\left\{\sum_{t=0}^{-2} (N+V), \frac{N_M}{N}, t\right\} - \frac{FP}{B} - \frac{AMU}{B} \qquad 7.21$$

där $f'\left\{\sum_{t=0}^{-2} (N+V)\right\} < 0$ och $f'(N_M/N) > 0$.

Genom att insätta ekvationerna 7.19, 7.20 och 7.21 i ekvation 7.18 erhålls en empiriskt specificerad modell för relativa arbetskraftstalet, L/B. För att göra denna ekvation skattningsbar har jag approximerat den med ett linjärt uttryck.

I estimationsförsöken av modellen för relativa arbetskraftstalet avslöjas, trots att ambitionen varit att begränsa antalet förklaringsvariabler, besvärliga multikolinearitetsproblem. För att reducera dessa problem har jag tvingats att ytterligare begränsa antalet variabler. I den specifikation som utifrån uppställda antaganden befunnits mest tillfredsställande saknas därför både den variabel som avsåg mäta löneutjämningen, w_k/w_m, och variabeln som skulle fånga effekten av skatteomläggningen, TXEFF. Vad detta kan ha för betydelse för tolkningen av den skattade modellen skall jag återkomma till.

Den estimering som jag funnit mest tillfredsställande från både teoretiska och ekonometriska synpunkter är:

$$\frac{L}{B} = \underset{(-5.2)}{-0.30\,t} + \underset{(5.9)}{0.98}\,\frac{B_{m(25-54)}}{B} + \underset{(6.8)}{0.54}\sum_{t=0}^{-15}\frac{WT - Tx/p}{NHT} -$$

$$- \underset{(7.3)}{1.0}\,\frac{FP + AMU}{B} + \underset{(-3.7)}{0.003}\sum_{t=0}^{-2}(N+V) - 57.0\,\frac{N_M}{N} \qquad 7.22$$

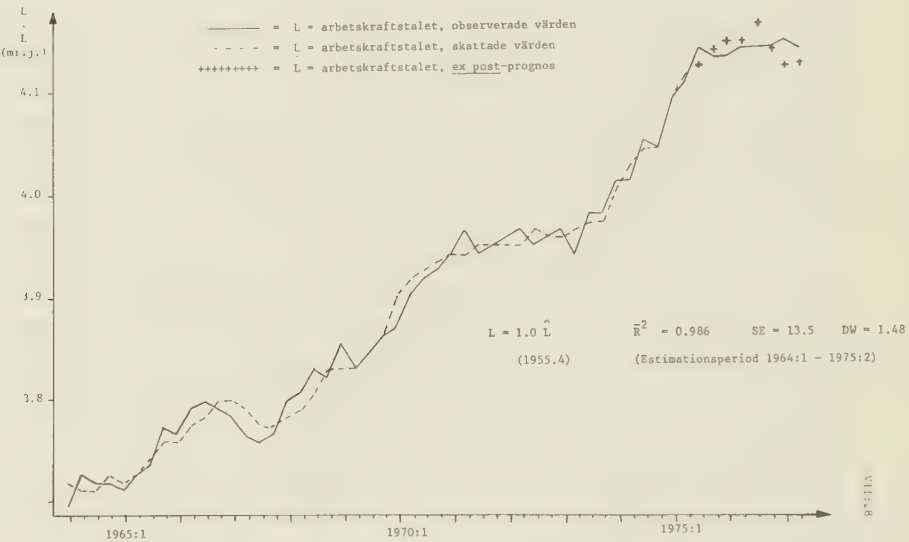
$\bar{R}^2 = 0.973$ SE = 0.244 DW = 1.48

(Estimationsperiod: 1964:1–1975:2)

pensionering av sociala skäl bör sättas allt lägre. Mot detta argument kan man å andra sidan hävda att våra möjligheter att integrera dessa människor i arbetslivet successivt borde ha ökat.

Resultatet av denna estimering är fullt tillfredsställande vad gäller värdet på determinationskoefficient och residualtermens standardavvikelse. Durbin-Watson index är acceptabelt. Alla skattade koefficienter är klart signifikanta.[32]

Figur 7.3 Arbetskraftstalets utveckling 1964:1—1977:2



Relativa arbetskraftstalets utveckling under observationsperioden har tre viktiga karaktärsdrag, vilka alla fångas i denna modell. Således förklaras nedgången i L/B fram till 1967/68 av att andelen män mellan 25 och 54 år visade en fallande tendens under samma tidsperiod. Den snabba expansionen i L/B fr o m 1973 förklaras av den mycket snabba reallöneökningen som skett under den senaste konjunkturuppgången. Slutligen ger arbetskraftsefterfrågans utveckling en tillfredsställande förklaring till den konjunkturella svängningen i L/B.

I den skattade modellen saknas dels variabeln som avsåg mäta in-

[32] Denna ekvation har estimerats med konstanten undertryckt. Modellens prediktionsförmåga framgår även av figur 7.3 och tabell 7.3.

$$\frac{\Sigma L/B}{n} = 66.9\ (\%),\quad \frac{\Sigma B_{m(25-54)}/B}{n} = 26.7\ (\%),\quad \frac{\Sigma\Sigma\{WT-Tx\ /\ p\}/NHT}{n} =$$

$$= 4.3,\quad \frac{\Sigma(FP+AMU)\ /\ B}{n} = 1.6\ (\%),\quad \frac{\Sigma\Sigma(N+V)}{n} = 3841,\quad \frac{\Sigma N_M/N}{n} = 0.30,$$

n = antalet observationer.

Tabell 7.3. Arbetskraftstalets utveckling 1964:1 – 1977:2.
L = observerade värden.
$\hat{L}$ = skattade värden 1964:1 – 1975:2, prognosticerade värden 1975:3 – 1977:2 (*ex post*-prognos).

	L	$\hat{L}$	%-fel		L	$\hat{L}$	%-fel
1964: 1	3698	3721	−0.627	1971: 1	3953	3951	0.037
2	3731	3717	0.379	2	3973	3951	0.533
3	3724	3718	0.167	3	3955	3958	−0.075
4	3719	3730	−0.301	4	3968	3960	0.099
1965: 1	3715	3719	−0.098	1972: 1	3972	3958	0.361
2	3731	3730	0.022	2	3974	3963	0.260
3	3740	3751	−0.293	3	3963	3973	−0.253
4	3782	3761	0.568	4	3970	3970	−0.003
1966: 1	3774	3767	0.171	1973: 1	3974	3972	0.055
2	3795	3781	0.370	2	3951	3980	−0.748
3	3804	3791	0.358	3	3993	3986	0.180
4	3793	3805	−0.314	4	3991	3982	0.211
1967: 1	3790	3804	−0.357	1974: 1	4023	4016	0.179
2	3772	3793	−0.545	2	4027	4044	−0.428
3	3765	3789	−0.398	3	4062	4061	0.028
4	3773	3773	−0.009	4	4059	4054	0.109
1968: 1	3801	3788	0.352	1975: 1	4109	4107	0.038
2	3816	3799	0.447	2	4120	4130	−0.251
3	3839	3810	0.749	3	4155	4143	0.283
4	3832	3833	−0.024	4	4151	4154	−0.062
1969: 1	3861	3841	0.519	1976: 1	4151	4161	−0.229
2	3837	3838	−0.006	2	4156	4162	−0.144
3	3853	3853	0.011	3	4153	4181	−0.673
4	3869	3873	−0.085	4	4159	4159	−0.006
1970: 1	3880	3907	−0.686	1977: 1	4162	4136	0.618
2	3911	3930	−0.509	2	4160	4140	0.485
3	3924	3936	−0.311				
4	3938	3941	−0.148				

komstutjämningen, dels den som avsåg mäta skatteomläggningseffekten. Båda dessa variabler är dock starkt korrelerade med inkomstvariabeln, varför man kan anta att den senare variabeln även fångar dessa effekter. Vad gäller den starka korrelationen mellan skattedummyn och inkomstvariabeln, så skulle detta kunna förklaras av att de disponibla inkomsternas utveckling för hushåll med en resp. två förvärvsarbetande, sett över en längre tidsperiod än ett enskilt år, varit relativt likartad. Detta skulle kunna implicera att hushåll med endast en förvärvsarbetande transfereringsvägen kom-

penserats för den negativa effekten av skatteomläggningen 1970/71.[33] Slutsatsen av detta behöver å andra sidan inte vara den att skatteomläggningen skulle vara utan effekt på arbetskraftstalets utveckling utan snarare att skatteomläggningen inte "tvingat" kvinnorna ut på arbetsmarknaden och att kvinnornas arbetsmarknadsanpassning härigenom kunnat ske mera successivt.

Storleken på koefficienten framför B_A/B är teoretiskt lika med ett. Med utgångspunkt från det approximativa sätt att operationalisera denna variabel som gjorts är den skattade koefficienten fullt tillfredsställande. Koefficienten framför inkomstvariabeln skall vara positiv och mäta subistutionseffekten enligt min teoretiska modell. En uppfattning om substitutionseffektens storlek kan man få genom att beräkna elasticiteten mellan inkomstvariabeln och arbetsutbudet. En sådan beräkning ger vid handen att en enprocentig ökning av den genomsnittliga reala disponibla timlönen skulle medföra en ökning av arbetsutbudet med omkring tjugotusen individer (i praktiken kvinnor).

Koefficienterna framför de båda sysselsättningsvariablerna, vilka skall fånga discouraged worker-effekten, har båda väntade tecken. Genom att räkna om dessa koefficienter i form av elasticiteter är det lättare att ge dem en ekonomisk tolkning. En en-procentig expansion av totala arbetskraftsefterfrågan, under antagande om konstanta relationer mellan de olika näringsgrenarna, skulle generera en halvprocentig ökning av arbetskraftstalet. Effekten är alltså av samma storleksordning som effekten av en enprocentig ökning av den genomsnittliga reala disponibla inkomsten. Skillnaden är bara den att effekten av det ändrade relativpriset mellan förvärvsarbete och alternativa sysselsättningar, för att få fullt genomslag, kräver fem gånger så lång anpassningstid.

Antagandet om konstanta relationer mellan olika näringsgrenar är i en konjunkturanalys ganska tveksamt, då konjunkturproblematiken i främsta rummet förknippas med industrin och det av industrins produktionsutveckling beroende övriga näringslivet. Det normala förhållandet i en konjunkturell expansionsfas är därför att industrisysselsättningen ökar relativt sett snabbare än sysselsättningen i övriga sektorer. Tar man hänsyn till denna normala variation i sysselsättningens sektoriella sammansättning, minskar elasticiteten mellan arbetskraftstalet och den totala efterfrågan på arbetskraft från 0.5 till 0.4.

Man kan resonera på motsvarande sätt för att ge en ekonomisk tolkning av koefficienten framför N_M/N. En ökning av industrins andel av den aggregerade arbetskraftsefterfrågan med en procent leder, under antagandet att den totala arbetskraftsefterfrågan är konstant, till en minskning av arbets-

[33] Jämför SOU 1974:20 s 184.

kraftstalet med en kvarts procent. Detta innebär emellertid inte att en expansion av industrisysselsättningen i sig leder till en minskning av arbetsutbudet, utan endast om expansionen i industrisysselsättningen skulle motsvaras av en lika stor neddragning av sysselsättningen i övriga ekonomin. En expansion i industrins produktion och sysselsättning genererar i realiteten vanligtvis snarare en produktions- och sysselsättningstillväxt inom andra sektorer av ekonomin, varför den totala effekten av en en-procentig sysselsättningsexpansion inom industrin enligt min modell är en ökning av arbetskraftstalet med 0.3 procent.

Koefficienten framför (FP + AMU)/B har jag fixerat till −1.0. Detta är en inte helt tillfredsställande restriktion på modellen, då man *a priori* inte kan utesluta att förändringar i dessa variabler skulle kunna ha effekt på den dolda arbetslösheten. En ökning i FP/B skulle således kunna tänkas ge upphov till en added worker-effekt, medan en ökning i AMU/B på samma sätt skulle kunna antas reducera discouraged worker-effekten. Koefficienten framför dessa båda argument skulle under dessa antaganden ligga strax över −1.0 (d v s mellan −1.0 och 0).

Försöken att testa dessa hypoteser empiriskt faller emellertid på uppkomsten av multikollinearitetsproblem, varför jag har tvingats välja ovanstående lösning.

I en ekonometrisk tidsseriestudie av arbetsutbudet söker Fair (1971) testa närvaro av kort- respektive långsiktig "money illusion" genom att för nominallöne- och prisvariabeln jämföra summan av de estimerade koefficienterna i "lag"-fördelningarna, samt "lag"-fördelningarnas utseende. Fairs slutsats var att det inte förelåg något stöd för någondera hypotesen. Hypotesen att de potentiella arbetstagarna skulle reagera olika snabbt på förändringar i penninglön och prisnivå står också i strid med grundläggande antaganden i den traditionella neoklassiska teorin. När Wachter och Lucas-Rapping estimerar sina s k neoklassiska modeller, ekvation 7.4 ovan, är även dessa specificerade på ett sådant sätt att relationen mellan den beroende variabeln och argumenten nominallön och prisnivå kan ges en tolkning i termer av money illusion. I Wachters och Lucas-Rappings modeller är money illusion emellertid inte uttryck för irrationellt beteende.[34]

Jag har också specificerat ekvation 7.22 på ett sådant sätt — d v s enligt Fairs metod — att det skulle vara möjligt att testa förekomsten av money illusion. Dessa testkörningar ger emellertid inte stöd för denna hypotes.

[34] Wachter stöder sig härvidlag på Friedmans (1968) argumentation; när produktionen stiger i en konjunkturuppgång till följd av en efterfrågeexpansion sker en snabbare anpassning i outputpriserna än i nominallönerna. Friedman talar om ett reallönefall *ex post* medan reallönen *ex ante* förväntades stiga till följd av sysselsättningsexpansionen. Jämför även Lucas-Rapping (1970) s. 269.

7.6 Ett försök att estimera den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten.

Den totala dolda arbetslösheten har ovan definierats som skillnaden mellan det önskade och det faktiskta arbetsutbudet vid en given reallönenivå, $(L^* - L)$. Jag har antagit att definitionsmässigt gäller $L^* \geqslant L$ (se ekvation 7.6 ovan). Den totala dolda arbetslösheten kan uppdelas i två komponenter, en strukturellt betingad och en konjunkturellt. Låt L^C beteckna arbetskraftstalet vid fullt kapacitetsutnyttjande. Den strukturella komponenten kan då definieras som $(L^* - L^C) \equiv Ud_S + AMU_S + FP.$[35] $(L^* - L^C)$ har ovan antagits vara beroende av förändringar i den institutionella ramen. Empiriskt har Ud_S skattats som den trendmässiga utvecklingen i de latent arbetssökande enligt Aku, La, (jämför figur 7.4). AMU_S har skattats som den trendmässiga utvecklingen i AMU.

Den konjunkturellt betingade komponenten i den totala dolda arbetslösheten kan definitionsmässigt skrivas: $(L^C - L) \equiv Ud_K + AMU_K$. För att empiriskt uppskatta Ud_K kan man gå tillväga på olika sätt.[36] Ett sätt är att utnyttja någon typ av enkätmetod. Ett annat sätt är att utgå från det aggregerade arbetskraftstalet, L, och därefter definiera L^C empiriskt i enlighet med den s k peak-to-peak metoden.[37] En tredje möjlighet är att utgå från ovan härledda ekonometriska modell, ekvation 7.21 och 7.22, vilken jag kommer att välja här.

Det är två problem förknippade med användandet av den ekonometriska metoden. Då Ud_K endast avser att fånga den konjunkturella utvecklingen i den dolda arbetslösheten är det naturligt att anta att det inte finns någon trend i Ud_K, därför måste den trendmässiga utvecklingen i de oberoende variablerna neutraliseras. För det andra måste en nollpunkt för den estimerade variabeln fixeras; $Ud_K = 0$ när det råder full sysselsättning i konjunkturell mening. Ud_K-ekvationen, ekvation 7.23 nedan, har därför specificerats inklusive en trendfaktor och en konstant term.

$$Ud_K = B \cdot \{a_1 \sum_{t=0}^{-2} (N + V) + a_2 \frac{N_M}{N}\} + a_3 t + a_4 \qquad 7.23$$

De numeriska värdena på parametrarna a_1 och a_2 kan erhållas från ekvation 7.22. Denna ekvation kan emellertid inte ge något estimat på a_3 och a_4, vilket gör det nödvändigt att postulera de numeriska värdena på dessa para-

[35] Fotindexen S betecknar strukturell, K konjunkturell, d v s $Ud = Ud_S + Ud_K$ och $AMU \equiv AMU_S + AMU_K$.

[36] Jämför exempelvis Dernburg-Strand (1966), Simler-Tella (1968), Taylor (1970) och Mincer (1973, 1974).

[37] Jämför definitionen av kapacitetsutnyttjandemåttet i kapitel 4 ovan.

metrar. Det numeriska värdet på a_3 skall vara sådant att trenden i de andra oberoende variablerna neutraliseras.

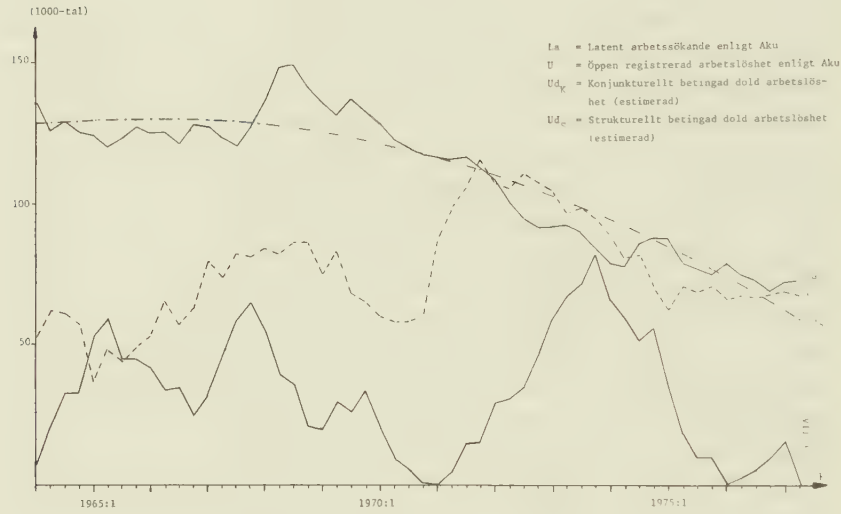
Förutsatt att $L \leqslant L^C$ kan man bestämma värdet på a_4 genom att anta att $L = L^C$, d v s att $Ud_K = 0$, i det kvartal under den tioåriga observationsperioden där den beräknade sannolikheten att få arbete – mätt som kvoten mellan total arbetskraftsefterfrågan och önskat arbetsutbud – når sitt högsta värde. Genom att anta att $Ud_K = 0$ i detta kvartal, 1971:1, kan a_4 bestämmas. Insätt de på detta indirekta sätt estimerade koefficienterna a_3 och a_4 i ekvation 7.23. De estimerade värdena av Ud_K framgår av figur 7.4.

I figur 7.4 har förutom Ud_K även antalet enligt Aku registrerade arbetslösa, U inritats. Som framgår av figur 7.4 uppvisar Ud_K under observationsperioden fyra toppar. Det går vidare att iaktta en tydlig samvariation mellan Ud_K och U. De två variablerna är emellertid fasförskjutna; Ud_K ligger några kvartal efter U, vilket stämmer väl med implikationerna av min teoretiska modell. Vad som däremot kan förefalla lite egendomligt är dels att den första Ud_K-toppen är så kraftig relativt till den föregående U-toppen, dels att Ud_K-toppen 1970 överhuvud inte föregås av någon motsvarande U-topp. Förklaringen till dessa, mot bakgrund av nivån på den öppna arbetslösheten, relativt höga nivåer på Ud_K under 1965 och 1970 torde vara att nettoimmigrationen nådde mycket höga nivåer dessa år.[38] Den stora nettoimmigrationen kan nämligen ses som ett uttryck för att arbetskraftsefterfrågan (från främst industrin) var inriktad mot utländsk arbetskraft snarare än mot den svenska arbetsmarknadens marginalgrupper, som exempelvis de gifta kvinnorna, och att de senare därför fann det meningslöst att inträda på arbetsmarknaden.

Latent arbetssökande, La, är enligt Aku-undersökningarna personer som står utanför arbetskraften men "skulle ha sökt arbete om de inte trodde att lämpligt sådant ej fanns att få."[39] Av Aku-undersökningarna framgår att de s k latent arbetssökande till övervägande del utgörs av gifta kvinnor, men också av ett betydande antal ungdomar under 25 år samt män över pensionsåldern.[40] Denna beskrivning av La-måttet skulle likväl kunnat avse det ovan estimerade måttet på den dolda konjunkturarbetslösheten, Ud_K. Det finns dock en väsentlig skillnad mellan La och Ud_K, p g a att i det förra måttet även inkluderas den strukturellt betingade dolda arbetslösheten. Differensen mellan La och Ud_K kan följaktligen ses som ett estimat på den dolda strukturarbetslösheten, Ud_S. Detta mått är emellertid mycket osäkert, p g a det frågetecken man måste sätta för validiteten i såväl La som Ud_K-måttet. Jag har därför valt att skatta Ud_S som trenden i La och inte som en

[38] Se exempelvis SOU 1974:29 s. 454.
[39] AMS, Meddelande från utredningsenheten 1970:20 s. 6.
[40] AMS, Meddelande från utredningsenheten 1969:27 s. 1.

differens mellan La och Ud_K. I slutkapitlet kommer jag att använda Ud_S som mått på den strukturellt betingade dolda arbetslösheten när jag skall belysa arbetslöshetens utveckling under det senaste decenniet.



Appendix 7 Estimation av en ekvation för den konjunkturella variationen i nettoimmigrationen till Sverige mellan 1964 och 1975.

Den konjunkturella variationen i nettoimmigrationen till Sverige har under det senaste decenniet till övervägande del berott på fluktuationer i immigrations- och remigrationsströmmen. Flertalet emigranter är nämligen ej svenska medborgare.[41]

Lönerelationerna mellan olika europeiska länder har förändrats relativt obetydligt under efterkrigstiden. Den konjunkturella variationen i immigration och remigration kan därför i huvudsak antas bestämmas av antalet jobb på den svenska arbetsmarknaden som finns tillgängliga för utländsk arbetskraft.[42] Tillgången på arbetstillfällen kan antas proportionell mot antal vakanser på arbetsmarknaden. En förutsättning för att jobben skall vara

[41] Jämför SOU 1974:29 s. 408.
[42] *Ibid.* s. 404.

tillgängliga för utländsk arbetskraft är emellertid att denna har information om den svenska arbetsmarknaden och ekonomisk möjlighet att flytta till Sverige. Det är främst industriföretag som rekryterar utländsk arbetskraft, därför är det rimligt att anta att dessa företags rekryteringsansträngningar i utlandet är omvänt proportionella mot kvoten mellan tillgången på arbetskraft och det förväntade arbetskraftsbehovet för industriaggregatet.

Modellen har estimerats på följande form.[43]

$$(IM - EM) = \underset{(7.6)}{185.26} + \underset{(6.1)}{0.59}\, t + \underset{(12.1)}{0.38}\, V - \underset{(-8.0)}{9352.0} \sum_{t=0}^{-9} \frac{N_M}{(NH)_M^Q} \qquad 7.24$$

$\bar{R}^2 = 0.889 \qquad SE = 2.20 \qquad DW = 1.81$

(Estimationsperiod: 1964:1—1975:2)

I denna ekvation har förväntningsvariabeln operationaliserats som ett tio-perioders glidande aritmetiskt genomsnitt. Koefficienterna framför förklaringsvariablerna är klart signifikanta och med rätt tecken.

Den ekonomiska tolkningen av koefficienten framför V innebär inga problem; en ökning av antalet vakanser med 100 genererar en ökning av nettoimmigrationen med 38. Koefficienten framför den sista variabeln kan tolkas som att en förväntad en-procentig minskning i industriföretagens labor hoarding[44] medför en ökning i rekryteringsansträngningarna av utländsk arbetskraft i en sådan omfattning att nettoimmigrationen stiger med omkring 28 %.

[43] *Beteckningar:* (IM–EM) = nettoimmigrationen till Sverige, t = tidstrend, V = antalet vakanser, $(NH)_M^Q$ = det mot en given industriproduktion svarande arbetskraftsbehovet (jämför kapitel 3), N_M = industrisysselsättningen.

$$\frac{\Sigma(IM - EM)}{n} = 7.6 \text{ (tusental)}, \quad \frac{\Sigma V}{n} = 44.8, \quad \frac{\Sigma\Sigma(N_M/(NH)_M^Q}{n} = 0.023$$

[44] Labor hoarding-variabeln definieras som $\{NH - (NH)^Q\}/(NH)^Q$, jämför kapitel 3. NH har ej estimerats ovan varför labor hoarding-variabeln har approximerats med $N_M/(NH)_M^Q$.

8 Konjunkturell och strukturell arbetslöshet

8.1 Problemställning

Det i inledningskapitlet uttalade syftet med denna studie är att teoretiskt och empiriskt analysera de kortsiktiga anpassningsprocesserna på arbetsmarknadens efterfråge- och utbudssida. Den teoretiska analysen tjänar som startpunkt för härledningen av en ekonometrisk modell för näringslivets arbetskraftsefterfrågan och hushållens arbetsutbud. Den ekonometriska modellen har estimerats för en period som täcker de två senaste konjunkturcyklerna, inklusive den senaste högkonjunkturen. En ekonometrisk modell av detta slag kan användas både för prognosändamål och för analys av den förda ekonomiska politiken.

Den teoretiska modell som ligger till grund för den ekonometriska analysen kan sammanfattas:[1]

$$N_M = N_M(N_M^C,\ N_M^Q,\ N_{M-1}) \qquad 8.1$$

$$N_N = N_N(N_N^C,\ N_N^Q,\ N_{N-1}) \qquad 8.2$$

$$N_0 = N_0^C \qquad 8.3$$

$$N = N_M + N_N + N_0 \qquad 8.4$$

$$L = L\{B,\ B_A/B,\ w_B,\ (N+V),\ N_M/N\} \qquad 8.5$$

$$U = L - N \qquad 8.6$$

För att denna modell skall kunna användas för att utvärdera ekonomisk-politiska åtgärder är det nödvändigt att beteendeekvationerna, d v s ekvationerna 8.1, 8.2 och 8.5, är skattade med hög precision. För prediktionsändamål är arbetslösheten den intressantaste variabeln då arbetslösheten både är en ekonomisk-politisk målvariabel och ett viktigt argument i pris- och lö-

[1] Beteckningar: N antal anställda, N^C antal anställda vid fullt kapacitetsutnyttjande, N^Q den optimala arbetsstyrkan vid en given produktionsnivå. Indexen M, N och O står för industri, övrigt näringsliv resp. offentlig sektor. L arbetskraftstalet, B befolkningen i arbetsför ålder, B_A den arbetsföra befolkningens s k A lag, w_B B lagets potentiella lönenivå, V antalet lediga platser, U antal arbetslösa.

neekvationerna i en makromodell.[2] Hög precision i skattningarna av beteendeekvationerna är emellertid inte ett tillräckligt villkor för att ekvation 8.6 skall ge ett tillfredsställande estimat på arbetslöshetsvariabeln. Att skatta arbetslösheten som en differens mellan L och N, vilket ur specifikationssynpunkt ter sig naturligt, leder nämligen till helt otillfredsställande resultat.[3] Till och med mycket små skattningsfel i L och N medför att skattningen av arbetslöshetsvariabeln blir osäker, på grund av att de båda förra variablerna i relation till den senare är mycket stora tal. Detta har gjort arbetslöshetsekvationen till en av de svagaste länkarna i ekonometriska makromodeller.[4]

En väg förbi detta problem är att härleda en ekvation för arbetslösheten och skatta arbetslösheten direkt. Nackdelen med en sådan ansats i jämförelse med den strukturella är att den inte ger samma möjligheter till direkt testning av de bakomliggande hypoteserna. Då min ambition är att bygga en modell som äger såväl förklaringsvärde som prediktionsförmåga skall jag förutom de gjorda skattningarna av ekvationer för utbuds- och efterfrågesidan även skatta arbetslöshetsvariabeln direkt. En sådan ekvation tillför naturligtvis inte någon ytterligare kunskap i förhållande till arbetsmarknadsmodellen, ekvation 8.1—8.5 ovan, men en sådan skattning har väsentligt högre prediktionsförmåga än den traditionella identitetsansatsen.[5,6]

Hög precision i skattningarna av beteendeekvationerna är inte heller tillräcklig grund för en utvärdering av ekonomisk-politiska åtgärder. En sådan analys kräver också att målen för politiken kan definieras empiriskt. I första delen av detta kapitel kommer jag därför att diskutera den registrerade arbetslösheten som mått på måluppfyllelse för sysselsättningspolitiken. Denna diskussion utgör samtidigt en sammanfattning av analysen i de föregående kapitlen.

Jag har i tidigare kapitel diskuterat effekter av vissa ekonomisk-politiska åtgärder; i kapitel 6 effekten av Åmanlagarna, i kapitel 7 effekten av skatteomläggningen 1970/71. I detta kapitel skall jag knyta ihop modellen i en diskussion av det senaste decenniets ekonomiska politik visavi arbetsmarknaden.

De nya inslagen i arbetsmarknadspolitiken, som trygghetslagarna och

[2] Jämför avsnitt 1.2 ovan.

[3] Jämför exempelvis den kanadensiska modellen, RDX2, Wharton School-modellen och Brookingsmodellen.

[4] Jämför Ball (1973) s. 91, Black-Kelejian (1970) s. 712 och QMFE (1972) s. 55 ff.

[5] För en utförligare analys av svårigheten att förena en prognos- och en strukturmodell se Fair (1970) kapitel 1.2.

[6] Ytterligare ett skäl för att estimera arbetslösheten direkt är att arbetskraftsserien (Aku-data) och sysselsättningsserien (NR-data) inte är helt konsistenta, men samtidigt är de bästa serierna för sina ändamål. Aku torde ge de bästa dataserierna på aggregerad nivå, medan NR-data är bättre på sektorsnivå.

medbestämmandelagen, innebär en höjning av ambitionsnivån för denna. Genom att "bekämpa arbetslösheten inne i företagen" har ökad trygghet skapats för flertalet anställda. Detta har emellertid också lett till en mindre rörlighet på arbetsmarknaden, antagligen med negativa konsekvenser för produktivitetsutvecklingen som följd. I detta kapitel skall jag analysera sociala och allokeringsmässiga konsekvenser av dessa ekonomisk-politiska åtgärder med utgångspunkt från den modell av arbetsmarknadens funktionssätt som estimerats i tidigare kapitel.

En negativ konsekvens av den ökade trögheten på arbetsmarknadens efterfrågesida är att arbetsmarknadens marginalgrupper — den äldre arbetskraften samt kvinnor och ungdomar med bristfällig skolutbildning och arbetsmarknadspraktik — har kommit att möta allt större svårigheter att få jobb på den öppna arbetsmarknaden.[7] Detta har i sin tur lett till att samhället tvingats mobilisera allt större resurser för att ta hand om dem som slås ut från den öppna arbetsmarknaden; institutionell arbetslöshet.[8]

En implikation av en växande institutionell strukturarbetslöshet i ett läge med långsammare produktivitetstillväxt i näringslivet är att den konjunkturella arbetskraftsreserven, d v s den arbetskraftsreserv som är tillgänglig i ett konjunkturellt perspektiv — trots en mycket omfattande labor hoarding i företagen — idag sannolikt är mindre än den arbetsstyrka som krävs för ett fullt utnyttjande av vårt näringslivs produktionskapacitet. Man måste därför ställa frågan om de sysselsättningspolitiska framgångarna under den nuvarande recessionen inte vunnits till ett för högt pris från social samt tillväxt- och betalningsbalanssynpunkt.

8.2 Frivillig och ofrivillig arbetslöshet

En förutsättning som måste vara uppfylld för att man skall kunna utvärdera den förda ekonomiska politiken är att målen för denna kan definieras operationellt. Fullsysselsättningsmålet har officiellt aldrig givits något empiriskt innehåll; i den ekonomisk-politiska debatten har emellertid den registrerade arbetslösheten kommit att spela rollen som mått på måluppfyllelse. Bakom detta val av mätinstrument torde man kunna spåra ett keynesianskt betraktelsesätt, där arbetslöshet representerar förlorad output, d v s en samhällelig välfärdsförlust.

Diskuterar man arbetslöshet i termer av förlorad output så implicerar detta att arbetslösheten är ofrivillig till sin natur. När man i den moderna

[7] Jämför Nilsson (1977).

[8] Med institutionellt arbetslösa avses förtidspensionerade samt personer i skyddat arbete, arkivarbete, beredskapsarbete och arbetsmarknadsutbildning.

neoklassiska analysen däremot ser arbetslöshet som en investering för bättre framtida resursallokering[9] så implicerar detta synsätt å andra sidan att arbetslösheten väsentligen är självvald. Det förutsätts nämligen att den arbetslöse förväntar sig positiv avkastning på att söka och samla information.[10] Denna sökarbetslöshet är från samhällsekonomisk synpunkt således önskvärd genom att den innebär en successiv överslussning av arbetskraft från lågproduktiva sysselsättningar till mera produktiva. Frivillig arbetslöshet svarar, till skillnad från ofrivillig, följaktligen mot nationalekonomins effektivitetsbegrepp.[11]

Den sökteoretiska ansatsen är individualistiskt inriktad och lönesättningen tänkes ske genom bilaterala avtal på en frikonkurrensmarknad. I denna analys betraktas ofrivillig arbetslöshet endast som en följd av felaktiga förväntningar hos de arbetssökande.[12] En modell som vilar på detta antagande torde därför ha begränsat förklaringsvärde vad gäller den svenska arbetsmarknadens funktionssätt i en institutionell ram av starkt centraliserade avtalsförhandlingar, och där de kollektiva avtalen spelar en avgörande roll var i lönehierarkin en enskild arbetssökande inplaceras.

I den sökteoretiska modellen kommer inflödet i beståndet arbetslösa följaktligen att domineras av frivilliga avgångar medan avskedanden ofta helt ignoreras.[13] Även detta antagande, att den arbetslöse frivilligt lämnat sin tidigare anställning, måste sättas ifråga. I tabell 8.1 redovisas svaren på en tilläggsfråga, som ställdes till de intervjuade i SCB:s arbetskraftsenkät i november 1971, och vars syfte var att undersöka bakgrunden till arbetslösheten. Resultatet av denna undersökning kan ställas mot antagandet om frivilliga avsked.

Tabell 8.1 Orsaker till arbetslöshet

	procent
Arbetslösa p.g.a. att arbetet upphört	54.1
Ny- och återinträdande på arbetsmarknaden	28.2
Slutat anställningen på eget initiativ	10.5

Källa: AMS, Meddelande från utredningsinstitutet 1972:26.

[9] Jämför Phelps et al (1970) s. 17 och Phelps (1972) s. 84 ff.

[10] Arbetslöshet blir hos Lucas-Rapping (1970) "spekulationsarbetslöshet" (jämför Phelps et al (1970) s. 4 och Hines (1976) s. 69 ff). Positiv avkastning behöver naturligtvis ej innebära högre lön utan kan även syfta på arbetets innehåll eller på arbetsmiljön.

[11] Jämför Holmlund (1976) kap. 1, Barett-Södersten (1975), Siven (1975) s. 99 ff och Hines (1976) s. 76 f.

[12] Jämför Siven (1975) s. 100.

[13] Jämför Holmlund (1976) s. 8.

Denna SCB-undersökning ger inget stöd för hypotesen att arbetslöshet normalt skulle vara en självvald aktivitet, där den arbetslöse frivilligt slutat sitt jobb för att "söka ett bättre". Att man slutar sin anställning "på eget initiativ" behöver dessutom knappast innebära att man slutar frivilligt utan kan mycket väl vara en följd av olika former av utstötning.[14] Däremot torde det vara riktigt att ett i förhållande till rådande lönenivå relativt förmånligt arbetslöshetsunderstöd kan komma att förlänga sökandet[15] — eller kanske snarare kan komma att fördröja detta — p g a att den arbetslöses kostnader för att erhålla en omedelbar anställning, där geografisk eller yrkesmässig rörlighet krävs, är större än kostnaden att fortsätta att vänta på att ett arbetstillfälle, där det varken krävs förflyttning eller omskolning, skall dyka upp. En sådan "väntearbetslöshet" kan kanske klassificeras som frivillig sett ur individens synpunkt, men den leder knappast till bättre resursallokering ur samhällets. Slutsatsen av detta resonemang är därför att endast en ringa del av den faktiska arbetslösheten är samhällsekonomiskt försvarbar i den meningen att den leder till en bättre allokering av samhällets produktiva resurser.[16]

Jag har därför valt att knyta an till den s k keynesianska traditionen där arbetslösheten förklaras av att olika marknader befinner sig i ojämvikt.[17] Då jämvikt implicerar effektivitet i produktion och konsumtion kommer arbetslöshet och ojämvikt således att spegla grundläggande samhällsekonomiska och sociala problem. I en dynamiskt specificerad arbetsmarknadsmodell är emellertid jämviktsbegreppet inte entydigt utan beroende av tidsperspektivet. I tabell 8.2 har jag sammanfattat de jämviktsbegrepp på vilka jag byggt analysen av arbetsmarknaden. I tabell 8.2 har även de hypotetiska ojämvikts- och arbetslöshetssituationer modellen implicerar definierats.

Arbetslöshetsproblemet kan analyseras från olika utgångspunkter. Jag har i min analys valt att utgå från samhällets stabiliserings-, allokerings- och socialpolitiska ambitioner. I denna analys kommer jag att använda mig av begreppen kapacitetsgap och arbetskraftsreserv.

Med kapacitetsgap avses den outnyttjade produktionskapaciteten, $Q^C - Q$. Uttryckt i genomsnittliga årsarbeten kan det konjunkturella kapacitetsgapet definieras som $N^C - N$ när $N - N^Q < 0$ och $N^C - N^Q$ när $N - N^Q > 0$, och det strukturella som $L^* - N^C$. Det totala kapacitetsgapet är definitionsmässigt lika med den totala arbetskraftsreserven, d v s alla

[14] Man kan t ex tänka sig att en arbetsgivare för att inte förlora sin sociala image hellre använder sig av "mobbning" för att få en anställd att sluta än ger honom sparken, eller att arbetskamrater stöter ut den som drar ner gruppackordet. Fisher (1976) s. 54 hävdar å sin sida att "Involuntary unemployment is a theory which as yet lacks adequate empirical support".

[15] Jämför Taylor (1977) och Hill (1976) s. 169.

[16] Jämför Phelps (1972) s. 10 f.

[17] För en utförlig diskussion och referenser, se Malinvaud (1977).

som vill ha men inte har arbete på öppna arbetsmarknaden. Det konjunkturella (strukturella) kapacitetsgapet behöver däremot ej överensstämma med den konjunkturella (strukturella) arbetskraftsreserven. Detta har allokerings- och socialpolitiska konsekvenser.

Tabell 8.2 Sammanställning av jämviktsvillkor och hypotetiska ojämviktssituationer i modellen

Tidsperspektiv	Jämviktsvillkor	Hypotetisk ojämviktssituation	Typ av arbetslöshet ojämviktssituation indikerar	Arbetslöshetsförklaring
kort sikt	$N = N^Q$	$N > N^Q$	laborhoarding	anpassningskostnader (se kap. 2)
		$N < N^Q$	friktionsarbetslöshet	”
medellång sikt (konjunkturellt)	$N^Q = N^C$	$N^Q < N^C$	konjunkturarbetslöshet	lågt kapacitetsutnyttjande, $Q < Q^C$ (se kap. 6)
	$L = L^C$	$L < L^C$	dold konjunkturarbetslöshet	lågt kapacitetsutnyttjande $Q < Q^C$ (se kap. 7)
lång sikt (strukturellt)	$L^C = L^*$	$L^C < L^*$	dold strukturarbetslöshet	strukturella hinder (se kap. 7)
	$N^C = L^*$	$N^C < L^*$	strukturarbetslöshet	otillräckl. prod. kapacitet, $w_i \neq w_i^*$

8.3 Den registrerade arbetslösheten som ett mått på stabiliseringspolitisk måluppfyllelse

Konjunkturarbetslöshet uppkommer som en följd av att den aggregerade produktionskapaciteten periodvis är underutnyttjad, vilket på neokeynesianskt vis kan förklaras med att företagen, vid fluktuationer i efterfrågan på företagets produkter, anpassar försäljnings- och produktionsvolym snabbare än outputpriserna. I kapitel 2 antog jag att detta beteende är en följd av att företagen vanligtvis söker tillämpa s k markup-prissättning. Med utgångspunkt från detta antagande om prisbildningsprocessen på mikronivå kan man emellertid även tänka sig en alternativ förklaring till hur ett kapacitetsgap för den konkurrensutsatta delen av näringslivet skulle kunna uppstå. Om faktorkostnadsutvecklingen — här tänkar jag närmast på de rörliga faktorkostnaderna, d v s arbetskraftskostnader och energipriser — svänger av från den långsiktiga jämviktsbana som växelkurs — och produktivitetsutveckling bestämmer, kommer företaget att förlora marknadsandelar.[18]

[18] Observera att dessa båda typer av konjunkturarbetslöshet har olika ekonomiskpolitiska implikationer.

För att det skall vara möjligt att estimera den konjunkturella arbetslösheten måste den tillgängliga produktionskapaciteten i näringslivet beräknas. Begreppet produktionskapacitet kan ges mer än en innebörd.[19] Med produktionskapacitet kan man exempelvis avse den tekniskt möjliga produktionen, d v s ett mått på den fysiska kapaciteten. Man kan också avse den potentiella produktionsnivån i ekonomisk mening. Denna bestäms, förutom av den tekniska restriktionen, också av de enskilda produktionsanläggningarnas förmåga att dra till sig arbetskraft. För den från utländsk konkurrens utsatta delen av näringslivet — approximativt industrin — begränsas möjligheten att konkurrera om arbetskraft av kostnadskonkurrensen på exportmarknaderna. Här använder jag mig av kapacitetsbegreppet i den senare betydelsen. I en konjunkturtopp, givet arbetskostnaden per producerad enhet $W/Q = (W/Q)^*$ i genomsnitt för den konkurrensutsatta delen av näringslivet, och där arbetskraft är den trånga sektorn kan det antas att faktiska produktionen är lika med den produktionsvolym som svarar mot det senare kapacitetsbegreppet.[20]

Det är knappast möjligt att objektivt fastställa vilka år arbetskostnaden per producerad enhet i Sverige har befunnit sig i jämvikt med omvärlden. Genom att jämföra det svenska näringslivets relativa kostnadsutveckling med den svenska exportens andel av världshandeln kan man emellertid få en åtminstone approximativt riktig bild. Fram till 1974 är avvikelserna så små att de knappast påverkar mina kalkyler. Jag antar därför att arbetskraftskostnaderna i Sverige följde jämviktsbanan fram till 1974, för att därefter följa en högre bana.[21] För mina kalkyler borde det således vara möjligt att approximera N_M^C — den sysselsättningsnivå som svarar mot produktionskapaciteten i den konkurrensutsatta sektorn — med en peak-to-peak trend för N_M. (Jämför kapitel 4).

För den del av observationsperioden som ligger efter den senaste konjunkturtoppen, fjärde kvartalet 1974, är det nödvändigt att extrapolera N_M^C. En sådan framskrivning förutsätter emellertid explicita antaganden om hur produktiviteten per arbetad timme, $Q/(NH)^Q$, optimala arbetstidsuttaget per anställd, H^Q, samt produktionskapaciteten, Q^C, kommer att utvecklas för industrisektorn.

Den genomsnittliga årliga produktivitetsutvecklingen per arbetad timme i industrin var mellan konjunkturtopparna 1965 och 1974 dryga 7 %. Under 70-talets första del har denna produktivitetstillväxt börjat mattas av. Denna nya utvecklingstendens kan väntas fortsätta de närmaste åren som

[19] Se exempelvis Klein (1960) för en översikt.

[20] Genom omflyttning och omskolning av arbetslösa är det naturligtvis möjligt att ytterligare öka produktionen, givet den fysiska kapitalstocken. Denna kapacitetsreserv kan definieras som strukturell.

[21] Jämför SNS-Konjunkturrådets rapport 1977–78 kap. 8 och SOU 1978:11 s. 126.

en följd av de förändringar som skett i den institutionella ramen p g a medbestämmandelagen, trygghetslagarna och Åslingdoktrinen. En linjär extrapolering av den historiska trenden skulle därför sannolikt leda till en betydande överskattning av den genomsnittliga produktivitetsutveckling som kan väntas för den konjunkturcykel som började 1974. Jag har i stället antagit att uppbromsningen av produktivitetstillväxten fortsätter och att den långsiktiga jämviktsbanan innebär omkring 4 procents tillväxt i arbetsproduktiviteten per år.[22]

Den långsiktiga jämviktsbanan i H^Q har skattats med den faktiska trendutvecklingen i den genomsnittliga arbetstiden per anställd.[23] Q^C har för perioden efter 1974:4 estimerats genom en framdragning av trenden mellan konjunkturtopparna 1970 och 1974.

Industrins konkurrenssituation bestäms av hur faktorkostnader och produktivitet — givet växelkursen — utvecklas relativt till omvärlden. Övriga näringslivets produktion är skyddad från denna konkurrens. På arbetsmarknaden är det emellertid inga vattentäta skott mellan de olika produktionssektorerna, här konkurrerar övriga näringslivet med såväl industrin som den offentliga sektorn om arbetskraften. Under en avmattningsfas i industrikonjunkturen är det följaktligen tänkbart att övriga näringslivet kan dra till sig arbetskraft, som man sedan inte kan behålla i konkurrens med industrin i en högkonjunktursituation. Sysselsättningsnivån för övriga näringslivet vid full kapacitet, N_N^C, måste därför definieras som den sysselsättningsnivå övriga näringslivet har vid fullt kapacitetsutnyttjande i industrisektorn. Genom att linjärinterpolera dessa värden — för perioden efter 1974:4 är extrapolering nödvändig och här har jag tillämpat samma metodik som för N_M^C — har ett estimat på N_N^C för hela observationsperioden erhållits.

Den genomsnittliga årliga produktivitetstillväxten för övriga näringslivet har, med samma motivering som för industrin, antagits dämpad i jämförelse med perioden före 1974. Mellan 1965 och 1974 var den omkring 4 procent per år. För perioden efter 1974 har jag antagit en årlig produktivitetstillväxt på 2 procent.

Den långsiktiga minskningen i H^Q har, liksom för industrisektorn, skattats med ett trenduttryck, och Q^C genom en framskrivning av den tidigare trenden.

För industrisektorn gäller att kapacitetsrestriktionen är bindande, d v s $N_M \leqslant N_M^C$. För övriga näringslivet gäller inte någon motsvarande restriktion, vilket följer av min definition av N_N^C. På grund av de starka pro-

[22] Detta är samma värde som antagits i SNS-Konjunkturrådets rapport 1977—78. I Swedish Industry Medium Term Prospects, Report Autumn 1977 (Industriverket) har antagits att den årliga produktivitetstillväxten mellan 1976—82 blir 5.3 %.

[23] Jämför tabell 5.1.

duktionstekniska bindningarna mellan dessa båda sektorer är $N_N > N_N^C$ knappast annat än en hypotetisk möjlighet.[24] Denna hypotetiska situation skulle i så fall vara en följd av en mycket kraftig konjunkturpolitik under en lågkonjunktur med sikte på att höja produktionen i den skyddade delen av näringslivet, Q_N, exempelvis genom stimulering av bostadsbyggandet eller den privata konsumtionen.

Jag konstaterade i inledningen till föregående avsnitt att en nödvändig förutsättning för att det skall vara möjligt att utvärdera den förda ekonomiska politiken är att målen för denna politik är operationellt definierade. Jag konstaterade vidare att i den ekonomisk-politiska debatten har den registrerade arbetslösheten enligt arbetskraftsundersökningarna, U, spelat rollen som det viktigaste måttet på graden av framgång för de stabiliseringspolitiska strävandena under en lågkonjunktur.

I en konjunkturanalys kan det vara lämpligt att rensa bort den trendmässiga utvecklingen i arbetslöshetsmåttet. I figur 8.1 har jag ritat in U trendrensat.[25] Detta mått kan vi sedan jämföra med ovan diskuterade mått på det konjunkturella kapacitetsgapet i näringslivet. Det senare måttet definieras för den i-te delsektorn som $N^C_i - N_i$ när $N_i < N^Q_i$ och $N^C_i - N^Q_i$ när $N_i > N^Q_i$; i = M respektive N. Det konjunkturella kapacitetsgapet i näringslivet är summan av delsektorernas kapacitetsgap.

Som framgår av figur 8.1 är samvariationen mellan det konjunkturella kapacitetsgapet i näringslivet och U_K påtaglig fram t o m 1974. Fr o m 1975 kan något sådant samband däremot inte iakttas.

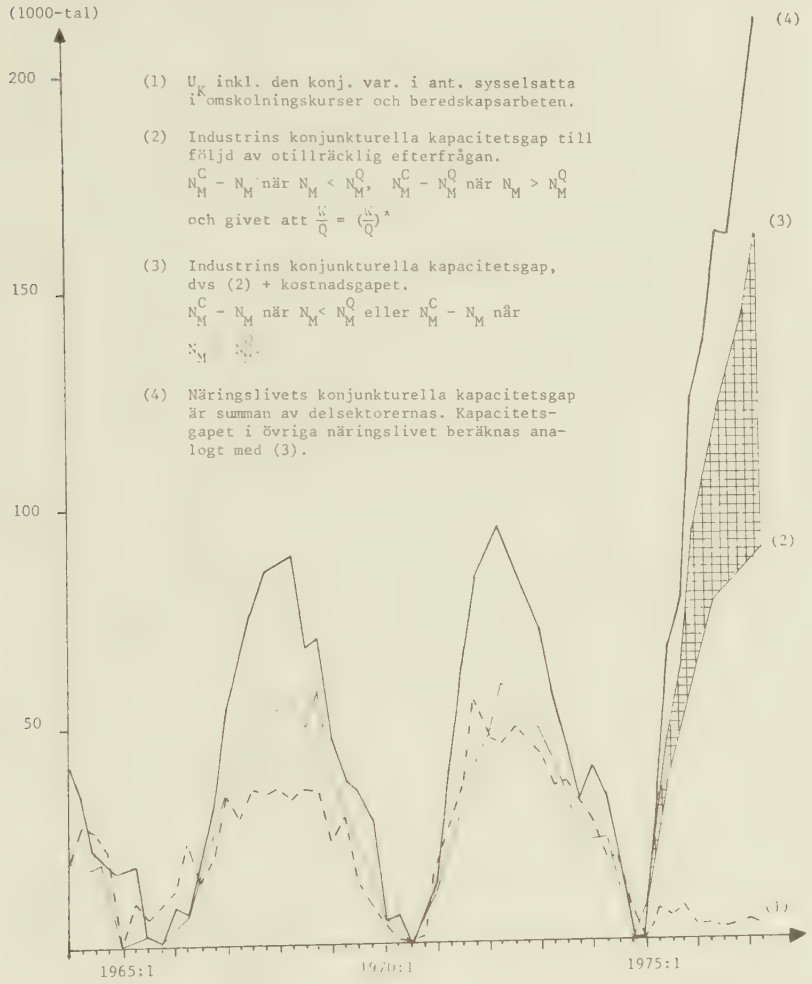
Tar man U_K som utgångspunkt för en utvärdering av den förda stabiliseringspolitiken under konjunkturavmattningen efter 1974 kan slutsatsen bara bli en, nämligen mycket bra. Jag skall i stället försöka bedöma validiteten i detta mått. En risk med att man i den ekonomsik-politiska debatten ensidigt fixerar sig vid ett kvantitativt mål för arbetsmarknadspolitiken, som den registrerade arbetslösheten, är att den ekonomiska politiken som en följd av detta kan komma att utformas mera för att påverka indikatorns utveckling än på att lösa de bakomliggande problemen.

Genom Åslingdoktrinen och trygghetslagarna har arbetsmarknadspolitiken fått ny inriktning. Syftet har blivit att "bekämpa arbetslösheten redan inne i företagen". Till följd av denna politik – som under den nuvarande lågkonjunkturen byggts under med omfattande subventioner till företagen i form av utbildningsbidrag (den s k 25-kronan), lagerstöd o s v – har U_K kommit att "låsas fast" på en nivå som i allt högre grad kommit att avvika

[24] Denna produktionstekniska bindning mellan övriga näringslivets produktion, Q_N, och industrins, Q_M, kan man för 1970 uppskatta till omkring 40 % av Q_N med utgångspunkt från input-output-tabellerna i SOU 1973:21 s. 154 ff.

[25] $U_K = U - U_S$, där U_S har beräknats genom att de lägsta uppmätta värdena – högkonjunkturvärdena – på U linjärinterpolerats.

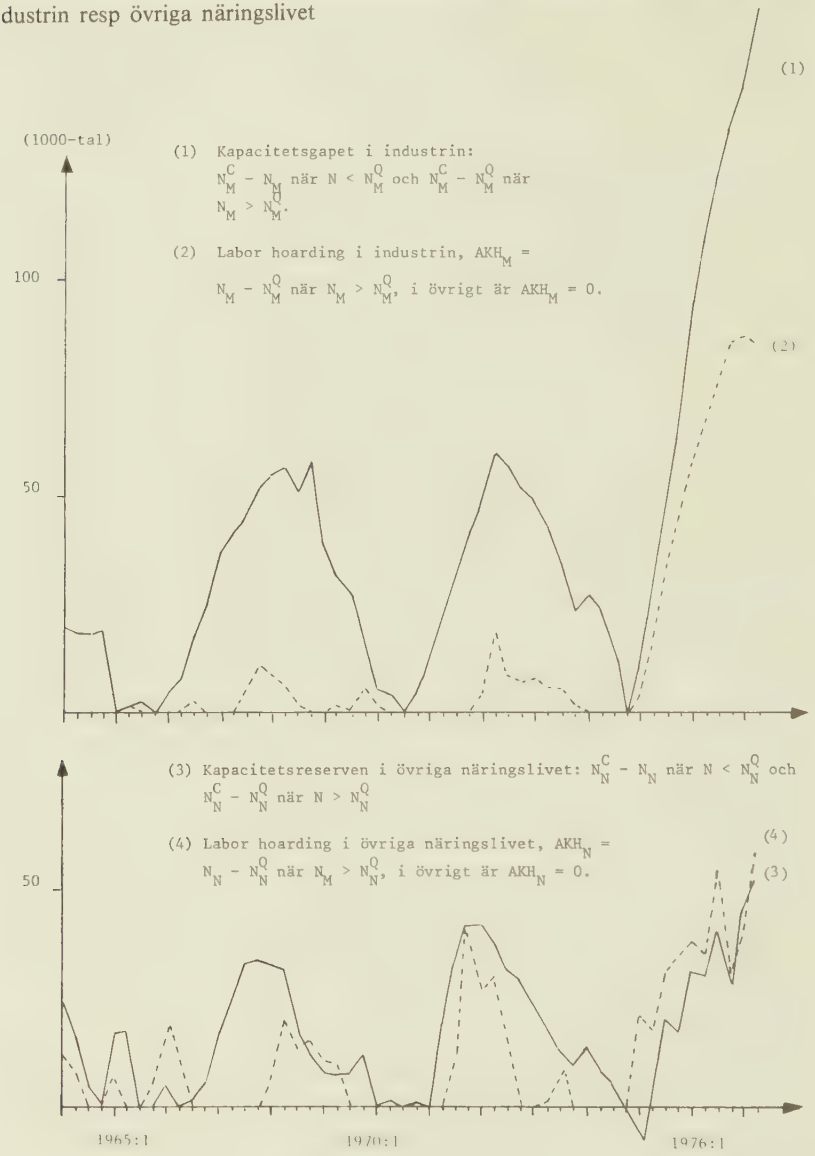
Figur 8.1 Det konjunkturella kapacitetsgapet i näringslivet jämfört med den konjunkturella variationen i den enligt Aku registrerade arbetslösheten, U_K, inkl den konjunkturella variationen i antalet sysselsatta i omskolning och beredskapsarbeten



från den arbetslöshetsnivå som svarar mot aktivitetsnivån i näringslivet.

Som jag visar i kapitel 6.7 har företagens kostnader för att anpassa antalet anställda till förändrade produktionsplaner blivit väsentligt högre efter införandet av de s k Åmanlagarna den 1 juli 1974. Härigenom har den tid som krävs för ett genomsnittsföretag att anpassa arbetsstyrkan till de ändrade produktionsplanerna avsevärt förlängts. I industrin är normala anpassningstiden idag något mer än dubbelt så lång som före trygghetslagarna eller drygt ett år, för övriga näringslivet har motsvarande period för-

Figur 8.2 Det konjunkturella kapacitetsgapet och företagens labor hoarding i industrin resp övriga näringslivet



längts från ett halvt år till närmare ett och ett halvt. En konsekvens av dessa förlängda anpassningstider är att företagens labor hoarding idag är anmärkningsvärt mycket större än under tidigare recessioner; se figur 8.2.

Fram till 1975 var den konjunkturella samvariationen mellan U_K och näringslivet kapacitetsgap mycket stor (se figur 8.1). Genom att en betydande del av arbetslösheten efter 1975 flyttats in i företagen kommer det

förra måttet för denna tidsperiod att ge en skev bild av kapacitetsgapets utveckling. Detta mått är emellertid också ett uttryck för risken att bli öppet arbetslös, det kan därför antas sannolikt att den bild av konjunkturläget arbetslöshetsstatistiken frammanar, indirekt kommer att påverka individernas förväntningsbildning. Hur den registrerade arbetslösheten utvecklas kan härigenom komma att få lönepolitiska konsekvenser.

Om det är så att en liten arbetslöshetsrisk kan antas leda till större lönekrav, "Phillipshypotesen", kan man knappast komma ifrån att tillbakahållandet av den öppna arbetslösheten kan ha medverkat till att lönekostnadsutvecklingen blivit så snabb efter 1974. Det viktigaste sambandet mellan vår låga öppna arbetslöshet och vår konkurrenssituation torde dock vara av mera direkt natur. Genom att flytta in arbetslösheten i företagen ökar arbetskostnaderna per producerad enhet. Detta får troligen mycket snart genomslag i företagens prissättning. Man kan därför knappast komma ifrån att tillbakahållandet av den öppna arbetslösheten kan ha bidragit till försämringen av Sveriges relativa kostnadsläge efter 1975.

Den slutsats man kan dra av ovanstående diskussion är att den i arbetskraftsundersökningarna uppskattade öppna arbetslösheten i och med införandet av Åmanlagarna helt kommit att förlora sin relevans som stabiliseringspolitiskt mått. Jag väljer därför att diskutera stabiliseringspolitiken med utgångspunkt från måttet på näringslivets kapacitetsgap.

En öppningsfråga för en sådan diskussion är om N_P^C skall uppfattas som fullsysselsättningsnorm i stabiliseringspolitiskt hänseende.

Den svenska industrins produktion är i stor utsträckning inriktad på försäljning på världsmarknaden. Av totala produktionen gick 1974 40 procent på export. Tillväxtambitioner och liberaliserad utrikeshandel har under 60-talet lett till en snabb strukturell omvandling av det svenska näringslivet, vilket i sin tur drivit fram en långt gående specialisering av industrins produktionsapparat. Detta har medfört att industriproduktionen blivit allt mer känslig för utifrån kommande störningar. Det finns nämligen mycket små möjligheter för företagen att kompensera minskad export med ökad hemmamarknadsförsäljning.

Detta internationella beroende gör också att statsmakternas möjligheter att påverka aktivitetsnivån i industrin är relativt begränsad, p g a bytesbalansrestriktionen. Jag kommer därför att betrakta den del av industrins kapacitetsgap som är en följd av en internationell konjunkturavmattning — $N_M^C - N_M$ när $N_M < N_M^Q$, $N_M^C - N_M^Q$ när $N_M > N_M^Q$ och givet att $W/Q = (W/Q)^*$ — som exogent given.

Av figur 8.1 framgår att det exogent givna kapacitetsgapet är omkring 30 procent större 1977 än under lågkonjunkturerna 1967–68 och 1971–72. Detta ger stöd för tesen att dagens konjunkturproblem är extraordinära.

Dagens konjunktursituation skiljer sig från de båda föregående även i ett

annat hänseende, nämligen genom ett kraftigt kostnadsgap i förhållande till konkurrentländerna,

$$W/Q > (W/Q)^*.$$

Detta kostnadsgap har medfört betydande marknadsförluster, vilket ytterligare har ökat kapacitetsgapet. Kostnadsgapet kan härledas från felaktiga förväntningar hos arbetsmarknadens parter om den inhemska produktivitetsutvecklingen och om den internationella prisutvecklingen. Som framgår av figur 8.1 har kostnadsgapet nästan fördubblat det exogena kapacitetsgapet för industrisektorn 1977:2.[26]

Omkring 40 procent av övriga näringslivets produktion går till industrisektorn enligt input-outputberäkningar som gjorts av långtidsutredningen.[27] En ökning av kapacitetsgapet i industrin får därför spridningseffekter; *cet. par.* kommer kapacitetsgapet i övriga näringslivet uttryckt i årsarbetsinsatser att öka med något mer än 40 procent av ökningen i industrisektorns kapacitetsgap, på grund av den något lägre produktiviteten per anställd i övriga näringslivet. Då övriga näringslivet är skyddat från utländsk konkurrens ökar statsmakternas möjligheter att genom stimulansåtgärder kompensera det från fallande industriproduktion härledda efterfrågebortfallet till denna sektor. Under recessionerna 1967—68 och 1971—72 motsvarar kapacitetsgapet i övriga näringslivet i runda tal 2/3 av gapet i industrisektorn (jämför figur 8.1). Detta indikerar knappast någon mera ambitiös stabiliseringspolitik. Under andra kvartalet 1977 var motsvarande siffra däremot endast omkring 1/3 av kapacitetsgapet i industrisektorn, vilket följaktligen skulle kunna tas som en indikation på höjd ambitionsnivå för stabiliseringspolitiken. En sådan slutsats måste dock tas med viss reservation på grund av den osäkerhet som är förknippad med extrapoleringen av N_N^C och Q_N/N_N^Q men också mot bakgrund av bostadsbyggandets negativa utveckling.

Mellan konjunkturtopparna 1965:4 och 1974:4 ökade antalet anställda i den offentliga sektorn med mer än 400 tusen personer. Det anmärkningsvärda är att denna sysselsättningstillväxt har skett i en stort sett jämn takt. Man kan således inte spåra någon tendens till kontracyklisk anställningspolitik hos den offentliga sektorn. Teoretiskt skulle det ha varit möjligt för den offentliga sektorn att i stort sett kompensera den konjunkturella sysselsätt-

[26] Den andel av kapacitetsgapet som skall tillskrivas marknadsförluster har beräknats som differensen mellan den potentiella exportvolymutvecklingen utan marknadsförluster för bearbetade varor och den faktiska. *Källa*: SNS-Konjunkturrådets rapport 1977—78, tabell 7.1.

[27] Se SOU 1973:21 s. 154 ff.

ningsutvecklingen i näringslivet genom att tidsmässigt omlokalisera sin sysselsättningstillväxt.

Tar man resursutnyttjandet i den icke konkurrensutsatta sektorn som ett mått på aktiv stabiliseringspolitik, måste slutsatsen bli att det för recessionerna 1967–68 och 1971–72 inte går att finna några indikationer på att statsmakterna sökt kompensera efterfrågebortfallet från industrin till övriga näringslivet eller tidsmässigt styra den offentliga sektorns expansion motkonjunkturellt. Av figur 8.1 får man snarare intrycket att man, åtminstone 1971–72, hållit tillbaka den inhemska efterfrågeutvecklingen.[28]

8.4 Konjunktur- vs strukturproblem

Ambitionen i den sysselsättningspolitik som bedrivs under en recession kan även mätas med utgångspunkt från det sätt samhället tar ansvar för dem som inte kan erhålla arbete på den öppna arbetsmarknaden. Arbetsmarknadspolitik av detta slag måste dock snarare värderas utifrån social- och allokeringspolitiska synpunkter än från stabiliseringspolitiska. För att bedöma dessa aspekter av konjunkturpolitiken har jag försökt uppskatta den totala konjunkturella arbetskraftsreserven och hur samhället har tagit ansvar för denna reserv. (Figur 8.3).

Ur den enskilda arbetstagarens synvinkel är det naturligtvis ett stort socialt framsteg att konjunkturarbetslösheten till följd av trygghetslagar och Åslingdoktrin kunnat hållas kvar inom företagen under den konjunkturavmattning som skett efter 1974. En följd av detta är att såväl den öppna som den dolda konjunkturarbetslösheten idag är väsentligt lägre än under lågkonjunkturerna 1967–68 och 1971–72.

En betydande del av den arbetskraftsreserv i näringslivet jag benämnt labor hoarding genomgår olika former av vidareutbildning. Den första februari 1977 infördes den s k "25-kronan" för permitteringshotad personal. Detta utbildningsbidrag har i genomsnitt utnyttjats för omkring 50 tusen anställda i näringslivet under perioden mars–augusti 1977.[29] Denna politik kan få positiva allokeringsmässiga konsekvenser.[30]

Ställer man ihop figur 8.1 och 8.3 d v s det konjunkturella kapacitetsgapet uttryckt i antal personer och den konjunkturella arbetskraftsreserven, blir man mera tveksam om arbetsmarknadspolitikens allokeringsmässiga betydelse. I figur 8.4 görs denna sammanställning.

[28] Jämför Dahmén, (1973).

[29] Konjunkturläget, oktober 1977.

[30] Om utbildning blir en ren terapi kan den, vilket är en vanlig kritik från företagare, leda till upplösning av arbetsdisciplinen och härigenom komma att dämpa produktivitetstillväxten i framtiden.

Figur 8.3 Den totala konjunkturella arbetskraftsreserven uppdelad på komponenter

Denna jämförelse visar att den konjunkturella arbetskraftsreserven varit väsentligt större än det konjunkturella kapacitetsgapet under lågkonjunkturerna 1967–68 och 1971–72. För perioden efter 1975 är, med gjorda antaganden om kapacitets- och produktivitetstillväxt i näringslivet, däremot arbetskraftsreserven otillräcklig för att fylla kapacitetsgapet.

För att ytterligare underbygga en analys av denna allokeringsproblematik skall jag också föra in strukturarbetslöshetsproblemet i diskussionen. Både för en analys av de allokeringsmässiga konsekvenserna av arbetsmarknadspolitiken och för en analys av de sociala och fördelningsmässiga konsekvenserna torde en sådan utvidgning vara värdefull. Den strukturella utvecklingen formar det långsiktiga utvecklingsförlopp, vilket utgör den in-

Figur 8.4 Den konjunkturella arbetskraftsreserven jämförd med det konjunkturella kapacitetsgapet i näringslivet

stitutionella ramen i en konjunkturanalys, men det finns också ett omvänt beroende mellan konjunktur- och strukturproblem.

Konjunkturarbetslösheten är en följd av att den givna produktionskapaciteten är underutnyttjad, d v s ett symptom på relativt kortsiktiga balansrubbningar i samhällsekonomin. I en dynamisk ekonomi är emellertid produktionskapaciteten inte given över tiden, utan förändras successivt genom investeringar och nedläggningar. Drivkraften bakom denna process är förändringar i långsiktiga efterfrågeutvecklingen, relativa faktorprisernas utveckling, teknologiska framsteg och inte minst förändringar i den samhälleliga ramen.

I vår ekonomi har företagen inte i någon större utsträckning behövt ta

hänsyn till negativa externa effekter för befolkning och arbetskraft på de orter man bedriver produktion vid förändringar i inriktningen av verksamheten, exempelvis vid nedläggning av anläggningar.[31] Arbetskraftens anpassning till näringslivets strukturomvandling är en både kostsam och tidskrävande process, på grund av att den ofta kräver geografisk och yrkesmässig rörlighet.

Strukturarbetslöshet är således ett symptom på långsiktiga balansrubbningar på arbetsmarknaden. Jag antog i kapitel 1 att strukturarbetslösheten kan ses som ett uttryck för bristande anpassning mellan lönekostnads- och produktivitetsutvecklingen. Även om lönekostnaden för den konkurrensutsatta delen av näringslivet i genomsnitt är i jämvikt med omvärlden, så kommer lönekostnaderna — givet den solidariska lönepolitiken — för vissa branscher och regioner att avvika från sina jämviktsbanor.

För många av de personer som tillhör arbetskraftens mest marginella grupper skulle krävas mycket stora anpassningskostnader, t ex i form av flyttning eller omskolning, för att de skall bli attraktiva ur efterfrågesynpunkt. För dessa personer ter sig ett aktivt sökande efter arbete utsiktslöst, varför de väljer att stå utanför arbetskraften. Det faktiskt realiserade arbetsutbudet vid fullt kapacitetsutnyttjande, L^C, kommer därför att avvika från det önskade, L^*. $(L^* - L^C)$ är ett mått på den strukturellt betingade dolda arbetskraftsreserven.

Figur 8.5 visar den totala strukturella arbetskraftsreserven uppdelad på komponenter. Av figuren framgår att den strukturella arbetskraftsreserven har växt kontinuerligt under hela observationsperioden med undantag för 1975, då den allmänna pensionsåldern sänktes till 65 år. En kraftig minskning i den strukturellt betingade dolda arbetslösheten, Ud_S, har mer än väl kompenserats av ökningen för de andra komponenterna.

Den strukturella arbetskraftsreserven består av dels från öppna arbetsmarknaden utslagna, dels sådana — främst kvinnor — vilka aldrig lyckats komma in på den öppna arbetsmarknaden. Denna arbetskraftsreserv är ett arbetsmarknadens "C-lag". Medan den konjunkturella arbetskraftsreserven består av personer som kan betraktas som tillgängliga för den öppna arbetsmarknaden i ett konjunkturperspektiv, så står den strukturella arbetskraftsreserven mera permanent vid sidan av arbetsmarknaden. Det räcker således inte med en konjunkturuppgång, utan kräver sannolikt betydande ekonomisk-politiska insatser, för att denna reserv skall bli en tillgänglig resurs för den öppna arbetsmarknaden. Den strukturella arbetskraftsreservens utveckling speglar därför mera djupgående problem i samhällsekonomin än den konjunkturella.

I figur 8.6 jämförs den strukturella arbetskraftsreservens utveckling med

[31] Detta förhållande tycks dock ha ändrats i och med Åslingdoktrinen.

utveckling av det strukturella kapacitetsgapet. Den senare variabeln har jag definierat som $(L^* - N^C)$, d v s gapet mellan det önskade arbetskraftsutbudet och produktionskapaciteten uttryckt i genomsnittliga årsarbeten. $N^C \equiv N_M^C + N_N^C + N_0$. Antal anställda i offentliga sektorn, N_0, kan antas vara en ekonomisk-politisk handlingsparameter, och för att ytterligare förenkla analysen skall jag anta att den offentliga sektorns sysselsättningsplaner alltid realiseras. N_0 svarar endast mot den offentliga sektorns efterfrågan på arbetskraft på öppna arbetsmarknaden, d v s ej beredskapsarbeten, arkivarbeten m m.

Av figur 8.6 framgår att det strukturella kapacitetsgapet fördubblades mellan 1964 och 1974; 1974 representerade gapet i runda tal 400 tusen personer eller omkring 7 procent av den arbetsföra befolkningen. Orsaken till denna snabba ökning i $(L^* - N^C)$ får sökas i näringslivets omfattande strukturomvandling, där liberaliseringen av utrikeshandeln och en allt längre driven solidarisk lönepolitik i kombination med betydande låglönesatsningar varit starka drivkrafter.[32]

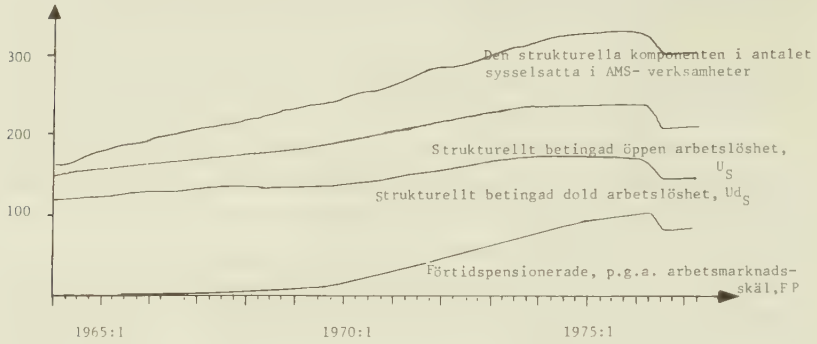
Efter 1974 har det strukturella kapacitetsgapet minskat avsevärt, vilket betyder en bättre anpassning mellan det potentiella arbetsutbudet och produktionskapaciteten. Förklaringen till detta är att N^C stiger, givet Q^C, om produktivitetstillväxten bromsas upp, vilket jag antagit kommer att ske som en följd av de nya arbetsmarknadslagarna.

I figur 8.6 har jag även ritat in den strukturellt betingade öppna arbetslösheten, U_S, denna motsvarade 1976 endast 15 procent av den totala strukturella arbetskraftsreserven respektive det totala strukturella kapacitetsgapet.

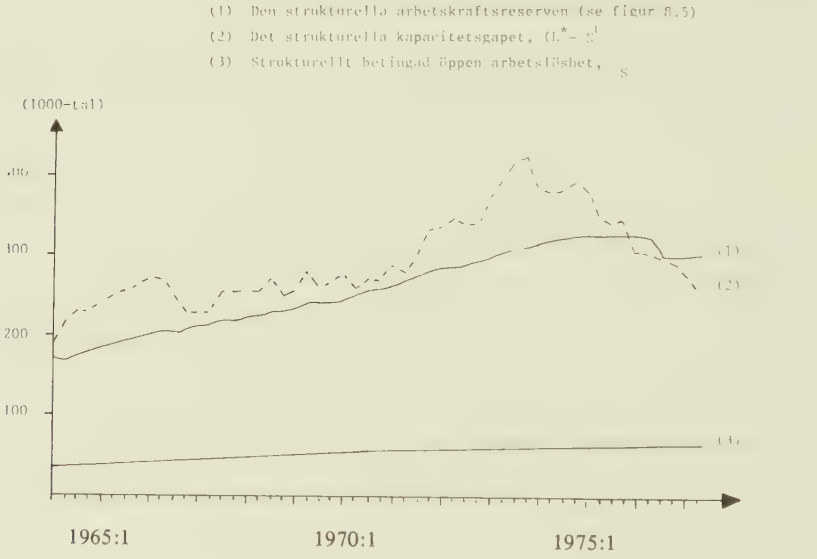
Figur 8.6 ger en spegelbild av den utveckling som beskrivs i figur 8.4. Det totala kapacitetsgapet uttryckt i genomsnittliga årsarbeten måste motsvara den totala arbetskraftsreserven. *Ex post* gäller definitionsmässigt att det konjunkturella kapacitetsgapet i ekonomin, måste vara större än eller lika med den konjunkturella arbetskraftsreserven. (Jämför definitionen av begreppet kapacitetsgap i avsnitt 8.3.) *Ex ante* behöver däremot inte likheten vara uppfylld. *Ex ante*-kalkylen kan därför användas för att testa om ett prognostiserat utvecklingsförlopp är konsistent med de antaganden på vilka modellen vilar. Eftersom N^C-beräkningarna är *ex ante*-kalkyler så bör det utvecklingsförlopp efter 1974 som beskrivs i figurerna 8.4 och 8.6 ses som en konsistensprövning och inte en prognos. Detta problem kommer att diskuteras utförligare i slutet av nästa avsnitt.

[32] Jämför Östlind (1975).

Figur 8.5 Den totala strukturella arbetskraftsreserven uppdelad på komponenter.



Figur 8.6 Den strukturella arbetskraftsreserven jämförd med det strukturella kapacitetsgapet



8.5 Några utvecklingstendenser på den svenska arbetsmarknaden diskuterade från social- och allokeringspolitiskt perspektiv

I den utveckling på arbetsmarknaden som kommer till uttryck i figur 8.3 och 8.5 går det att urskilja några centrala tendenser, nämligen en successiv minskning i den strukturellt betingade dolda arbetslösheten, Ud_S, en klar uppgång av antalet institutionellt arbetslösa och en något mindre, men ändå tydlig uppgång i den strukturella delen av den registrerade arbetslösheten,

U_S. Dessutom går det att urskilja markerade brott omkring 1974–75 i det karaktäristiska utvecklingsmönstret för den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten, Ud_K, och för den konjunkturella delen i den enligt Aku registrerade arbetslöshetsserien, U_K.

Jag skall nedan diskutera dessa utvecklingsförlopp på arbetsmarknaden från social- och allokeringspolitiskt perspektiv. I termen socialpolitik inkluderar jag sådana aspekter som konsumtionens och välfärdens fördelning samt anställningstrygghet.

Under perioden 1964–74 har den konjunkturella arbetskraftsreserven under vissa perioder varit klart större än motsvarande kapacitetsgap (jämför figur 8.4). Dessa perioder har utmärkts av en betydande utströmning från arbetskraften, vilket givit upphov till den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten.[33]

Enligt den s k discouraged worker-hypotesen — en av hypoteserna bakom min modell för att förklara hushållens arbetsutbud — leder en nedgång i företagens arbetskraftsefterfrågan till att många av dem som tillhör vad jag kallat arbetsmarknadens B-lag finner det meningslöst att fortsätta, eller kanske snarare att börja, ett aktivt arbetssökande.

De dolt arbetslösa står utan arbetslöshetsersättning och är följaktligen för sin försörjning beroende av övriga hushållsmedlemmar eller de sociala myndigheterna. Dold arbetslöshet är därför en indikation på t o m mera djupgående fördelningsproblem än den öppna.[34]

Den första januari 1974 genomfördes en utbyggnad av arbetslöshetsförsäkringssystemet och alla arbetstagare garanteras numera ett grundskydd på 35 kronor per dag vid arbetslöshet.[35] Denna sociala reform torde vara en viktig förklaring till att den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten i nuvarande konjunkturläge inte har stigit enligt tidigare mönster.

Det kanske mest positiva inslaget i utvecklingen på den svenska arbetsmarknaden under det senaste decenniet sett i ett socialpolitiskt perspektiv är den successiva minskningen av den strukturellt betingade dolda arbetslösheten, Ud_S.

Den dolda strukturarbetslösheten kan förklaras av att samhället övervältrat en stor del av de anpassningskostnader som följer av näringslivets strukturella omvandling på arbetskraften. Dessa kostnader för yrkesmässig och geografisk anpassning drabbar hårdast de svagare på arbetsmarknaden, d v s äldre samt kvinnor och ungdomar med bristfällig utbildning och otillräcklig arbetsmarknadserfarenhet.

Förutom dessa nämnda anpassningskostnader finns också en rad institutionella hinder som begränsar främst gifta kvinnors och kvinnors med barn

[33] Jämför figur 7.4 och ekvation 8.16.

[34] Denna åsikt delas dock inte av alla, t ex Kragh (1973) skriver: "... den 'öppna' arbetslösheten är den som är av förstahandsintresse både ur socialpolitisk och ekonomiskpolitisk synvinkel."

[35] Konjunkturläget (1977:3), Ekonomiskt kalendarium.

möjligheter att komma in på arbetsmarknaden, som skatteregler och brist på kollektiv barntillsyn etc.

Höga anpassningskostnader och institutionella hinder har gjort den strukturellt betingade dolda arbetslösheten till en låst arbetsmarknadsreserv. Svårigheten för denna arbetsmarknadsreserv att komma in på arbetsmarknaden kan belysas, se tabell 8.3, av inkomstutvecklingen 1966—69 för de kategorier som 1966 kunde klassificeras som "ej problematiska", d v s med arbete, "öppet arbetslösa" samt "latent arbetssökande", vilket nära överensstämmer med vad jag benämnt strukturell dold arbetslöshet. (Jämför figur 7.4.)

Tabell 8.3 Nominell genomsnittsinkomst (1000-tals kronor) 1966 och 1969. Jämförelse mellan grupper med olika arbetsmarknadsstatus 1966.

Arbetsmarknadsstatus 1966	1966	1969
Latent arbetssökande	2.9	4.9
Öppet arbetslösa	11.0	14.4
Ej problematiska grupper	21.4	23.7

Källa: Sjöberg-Lundqvist (1971) s. 124 ff.

Som framgår av tabell 8.3 var inkomstläget i stort sett oförändrat mellan 1966 och 1969 för den grupp som 1966 tillhörde de s k latent arbetssökande. Även för den grupp som 1966 klassificerades som arbetslösa gäller en mycket begränsad inkomstförbättring.

Införandet av den obligatoriska särbeskattningen 1970/71 har tillsammans med en under 70-talet allt bättre utbyggd kollektiv barntillsyn för många kvinnor undanröjt de svåraste hindren att komma in på arbetsmarknaden. I detta sammanhang bör man heller inte glömma att den vidgade rätten att erhålla arbetslöshetsersättning torde ha verkat i samma riktning. Den snabba utbyggnaden av den offentliga sektorn har vidare skapat ett efterfrågesug.

Detta betydande nytillskott av kvinnor på arbetsmarknaden har kommit samtidigt som problemen för arbetslösa äldre industriarbetare blivit allt mera accentuerade. Man måste därför ställa frågan om den kraftiga inströmningen av kvinnor på arbetsmarknaden har bidragit till att försvåra arbetsmarknadsproblemen för dem som förlorat sina arbeten på grund av industrinedläggningar. Med utgångspunkt från mina estimationer av arbetsutbudet, ekvation 7.22, kan man dra slutsatsen att det först och främst är expansionen inom tjänstesektorn som lockat ut kvinnorna på arbetsmarknaden, och att utbudet av industrijobb varit av väsentligt mindre direkt betydelse för variationen av arbetskraftstalet. Detta utesluter emellertid inte möjligheten att det i vissa lägen kan te sig fördelaktigare för ett industriföretag att skola om en före detta hemmafru till industriarbetare än

att anställa en arbetslös före detta industriarbetare. Inströmningen av kvinnor på arbetsmarknaden kan härigenom ha medverkat till ett ökat tryck på samhället att ta ansvar för dem som slås ut från arbetslivet genom näringslivets strukturella omdaning.

Den registrerade konjunkturarbetslösheten har efter 1974 i allt högre grad kommit att avvika från den arbetslöshetsnivå, som givet marknadsläget och relativa lönekostnaderna per producerad enhet, svarar mot näringslivets aktivitetsnivå, (se figur 8.1). Detta kan ses som ett uttryck för en högre ambitionsnivå i arbetsmarknadspolitiken. Det innebär socialpolitiskt sett ett framsteg att konjunkturarbetslösheten, genom införandet av de nya arbetsmarknadslagarna och Åslingdoktrinen kunnat flyttas in i företagen i långt större utsträckning än under tidigare konjunkturavmattningar.

I den ekonomisk-politiska debatten betonas numera allt oftare att arbetets värde för individen inte bara är en fråga om materiell försörjning, utan att arbete också ger individen vad som brukar kallas "social identitet". Att förlora arbetet är därför mer än en fråga om inkomst- och konsumtionsbortfall för individ och hushåll.[36] Genom ett väl utbyggt social- och arbetslöshetsförsäkringssystem har de negativa ekonomiska konsekvenserna på grund av arbetslöshet dessutom avsevärt reducerats.[37] Den öppna och den institutionella arbetslösheten är från den senare synpunkten bättre än den dolda, där definitionsmässigt inget stöd kan utgå. Ett kvarhållande av de konjunkturarbetslösa i företagen, labor hoarding, uppfyller även kravet på sysselsättningstrygghet.

Välfärdsvinsten av Åmanlagarna för de redan anställda måste dock vägas mot eventuella samhällsekonomiska kostnader i form av en försämrad resursallokering och växande svårigheter att få jobb för arbetsmarknadens s k B-lag.

Ökade kostnader för företagen att variera arbetsstyrkans storlek leder, *cet.par.*, till långsammare produktivitetstillväxt. Denna tendens kan dock motverkas av utbildningsinsatser för denna arbetsstyrka, som på grund av labor hoarding friställts från löpande produktionen.[38] Tendensen kan å andra sidan komma att förstärkas av att personalen under avmattningsfaser i konjunkturen tillskansar sig "privilegier", exempelvis i form av långsammare arbetstempo och längre raster, som i ett bättre konjunkturläge kan bli svårt för arbetsgivaren att ta tillbaka.

Den sänkning av arbetsproduktiviteten, som jag räknat med skall följa av de nya arbetsmarknadslagarna, kommer att leda till ett ökat arbets-

[36] Jämför SOU 1975:90 kap. 7, SOU 1977:88 och Phelps (1972) s. 100.

[37] Enligt Rehn (1977) s. 10 kompenserar arbetslöshetsförsäkringen 70 à 90 procent av lönen, enligt SOU 1977:88 s. 199 är inom LO-kollektivet den vanligaste dagpenningen 130 kronor.

[38] Jämför Phelps (1972) s. 122.

kraftsbehov vid fullt kapacitetsutnyttjande i näringslivet.[39] Under en period då bristen på arbetstillfällen är det dominerande problemet i den ekonomisk-politiska debatten inger detta potentiella efterfrågeöverskott knappast någon anledning till bekymmer. Däremot har den sänkta produktiviteten redan nått mätbara effekter på kostnadsnivån. En ökning av antalet sysselsatta vid en given produktion ställer nämligen krav på en samtidig anpassning av arbetskostnaden per producerad enhet. Resultatet blir annars en sänkning av näringslivets vinstnivå, ett växande antal förlustföretag och sjunkande investeringsvilja. Kortsiktigt kan naturligtvis statsmakterna motverka de senare tendenserna genom en kraftfull subventioneringspolitik. På längre sikt torde emellertid inte marknadskrafterna kunna hållas tillbaka i en så öppen ekonomi som den svenska. Resultatet blir då en krympande produktionskapacitet i näringslivet, och konjunkturproblemet har förvandlats till ett strukturellt. En strukturell anställningstrygghet är t o m svårare att garantera lagstiftningsvägen än en konjunkturell.

De efter 1974 starkt ökade kostnaderna för företagen att variera arbetsstyrkan kan även väntas få konsekvenser för företagens anställningspolitik.[40] Denna kostnadsökning är en följd bl a av de förlängda uppsägningstiderna och kravet på "saklig grund för uppsägningen". I lagen föreskrivs vidare rätten till längre uppsägningstider med stigande ålder. Detta gör det mindre fördelaktigt för ett företag att anställa den äldre av två arbetssökande. De generellt sett minskade möjligheterna för ett företag att avskeda en anställd, som inte motsvarar de produktivitetskrav som från företagsledningens sida ställts på ett visst arbete, leder å andra sidan till en produktionsförlust, vilken är omvänt proportionell till den återstående anställningstiden.

I figur 8.7 har jag ställt upp en modell som beskriver sambandet mellan ovan disktuerade kostnader och den arbetssökandes ålder.

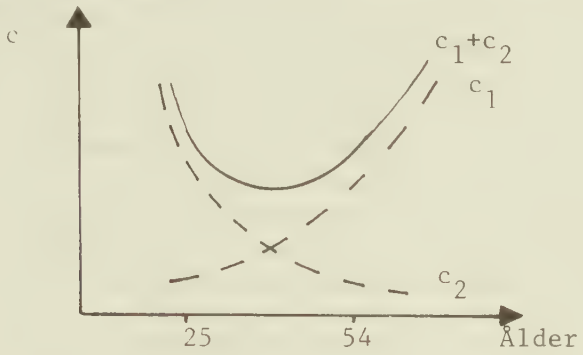
Ger denna modell en rimlig beskrivning av de extrakostnader på grund av Åmanlagarna som ett företag har att ta hänsyn till vid en nyanställning, d v s vid ett val mellan olika arbetssökande, så måste det innebära att Åmanlagarna stärker de redan starkas ställning på arbetsmarknaden.

Det var mot bakgrund av den osäkerhet många arbetstagare kände inför den snabba strukturella omvandlingen under 1960-talets senare del som trygghetslagstiftningen genomdrevs. Avsikten med dessa lagar var att underlätta speciellt för de äldre på arbetsmarknaden. Är min analys riktig kan effekten bli den motsatta. Den ökade anställningstryggheten i det kortsikti-

[39] Hur produktivitetsutvecklingen verkligen kommer att påverkas av de nya lagarna kan man inte få en uppfattning om förrän efter nästa konjunkturtopp; först då får vi en observation på $Q/(NH)^{Q}$.

[40] Jämför Ståhl (1973).

Figur 8.7 Sambandet mellan den arbetssökandes ålder och företagets extrakostnader på grund av Åmanlagarna; en principskiss.



Beteckningar i figuren:
c_1 = företagets kostnader i samband med uppsägning av anställd.
c_2 = företagets kostnader p g a att den anställde inte uppfyller ställda produktivitetskrav.

ga perspektivet som vunnits genom trygghetslagarna och medbestämmandelagen kan, om inte den väntade produktivitetsförlusten kompenseras genom en anpassning av lönekostnaderna, komma att påskynda näringslivets strukturomvandling. Strukturomvandlingen drabbar de äldre hårdast. Detta, i kombination med de genom trygghetslagarna ökade svårigheterna att finna ett nytt arbete, pekar på att de nya lagarna snarare än att underlätta för de äldre kommit att förstärka tendenserna till en allt mer markerad uppdelning av arbetsmarknaden i ett "A-lag" och ett "B-lag".

Denna ökade sektorisering på arbetsmarknaden kan belysas statistiskt. Genomsnittligt sett har arbetslösheten förlängts med 30 procent mellan 1970 och 1975. För män tillhöriga erkända arbetslöshetskassor med endast 13 procent. De nya arbetsmarknadslagarna tycks således främst ha gynnat de redan starka grupperna på arbetsmarknaden.[41]

Förklaringen till de under 70-talets första år så genomgripande lagstiftningsinsatserna på det arbetsmarknadspolitiska området får sökas i en under 60-talets senare år växande misstro mot strukturomvandlings- och tillväxtpolitiken på grund av de allt mera uppenbara negativa konsekvenserna av denna.

Den snabba tillväxten i produktion och produktivitet under 60-talet kan till stor del tillskrivas den alltmer genomgripande strukturella omdaningen av näringslivet. Denna strukturomvandling var möjlig endast tack vare en omfattande yrkesmässig och geografisk rörlighet hos arbetskraften. Genom

[41] Jämför Ståhl (1973) s. 229.

den snabba tillväxten skapades utrymme för en betydande standardförbättring för folkflertalet.

Den snabba tillväxten hade dock en kostnadssida. Det beräknas att årligen omkring 30 tusen LO-medlemmar fick lämna sina arbeten på grund av personalinskränkningar eller driftsnedläggelser. Särskilt svårt drabbades de äldre kollektivanställda. Således var 60 % av dem som i undersökningen angivit att de förlorat arbetet över 60 år medan denna ålderskategori i hela undersökningen endast representerade 20 %.[42]

Den stigande trenden i den strukturellt betingade öppna arbetslösheten, U_S, (se figur 8.6) kan ses som ett uttryck för de, i takt med den allt snabbare strukturomvandlingen, växande problemen att matcha arbetssökande och jobb på arbetsmarknaden. Trots det ökade antalet förtidspensionärer av arbetsmarknadsskäl och betydande AMS-insatser i form av beredskapsarbeten, skyddad verksamhet, arkivarbeten o s v har U_S fortsatt att växa. Vid 60-talets mitt var U_S omkring 30 tusen, i mitten på 70-talet ungefär dubbelt så hög. Sannolikt är denna ökning inte i första hand en fråga om ökat inflöde av arbetslösa utan snarare en funktion av förlängda arbetslöshetstider. (Se tabell 8.4.)

Tabell 8.4 Arbetslöshetstiden i genomsnitt enligt Aku och den strukturella komponenten i den registrerade arbetslösheten, U_S.

År	Arbetslöshetstid i genomsnitt, antal veckor	U_S (1000-tal)
1965	9.0	38.2
1970	12.0	57.5
1975	15.6	62.5

Källa: Arbetskraftsundersökningarna och egna beräkningar.

För att möta de växande svårigheterna för arbetsmarknadens marginalgrupper har samhället i ökad omfattning tvingats ta ett direkt socialt ansvar för dem som slagits ut från den öppna arbetsmarknaden genom att anställa dem i s k arkivarbeten, skyddad verksamhet och efter 1970 i allt större utsträckning genom förtidspensionering. Detta har lett till en "institutionalisering" av arbetslösheten.

Den institutionella arbetslösheten har jag definierat som den konjunkturella översysselsättningen i företagen, inklusive den s k "25-kronan", antalet sysselsatta i olika AMS-verksamheter, samt antalet förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl.

[42] AMS, Meddelande från utredningsenheten 1972:20.

Ett sätt att mäta ambitionen i arbetsmarknadspolitiken är att studera den institutionella arbetslöshetens utveckling. I tabell 8.5 har jag beräknat den institutionella delen av det totala antalet arbetslösa, den s k arbetskraftsreserven, samt av den konjunkturella och den strukturella arbetskraftsreserven.

Tabell 8.5 Den institutionella arbetslösheten[43] i procent av den totala arbetskraftsreserven, (1), samt av den konjunkturella, (2), och den strukturella arbetskraftsreserven, (3).

År	(1)	(2)	(3)
1967–68	22	27	20
1971–72	40	40	40
1976:3–77:2	70	93	58

Som framgår av tabellen så har samhällets direkta engagemang för de arbetslösa ökat markant under det senaste decenniet.

Jag har redan diskuterat olika samhällsekonomiska konsekvenser av den på grund av Åmanlagarna kraftiga ökningen av företagens labor hoarding under den nuvarande lågkonjunkturen, varför jag här kan koncentrera mig på de övriga komponenterna i den institutionella arbetslösheten.

Yrkesmässig rörlighet, liksom geografisk, är en viktig anpassningsmekanism på en dynamisk arbetsmarknad. Samhälleliga insatser för arbetsmarknadsutbildning och omskolningsverksamhet innebär att en del av anpassningskostnaderna för strukturomvandlingen övervältras från individerna till samhället. Detta har positiva konsekvenser både från social- och allokeringspolitisk synpunkt.

Beredskapsarbete, skyddad verksamhet och arkivarbete är från socialpolitisk synpunkt att föredra framför öppen och dold arbetslöshet. Dessa AMS-insatser ger både ekonomisk trygghet samt tillfredsställelsen att ha ett arbete.

Från den socialpolitiska synpunkten torde även förtidspensionering vara att föredra framför ett utsiktslöst sökande efter arbete på den öppna marknaden. Förtidspensionering är dock i praktiken en irreversibel process, d v s med andra ord ett accepterande av utslagningen från arbetsmarknaden. Förtidspensionering drabbar främst de resurssvaga: äldre, ensamstående, lågutbildade, samt fysiskt eller psykiskt handikappade. Förtidspensionering av arbetsmarknadsskäl leder därför till ökad ojämlikhet.[44]

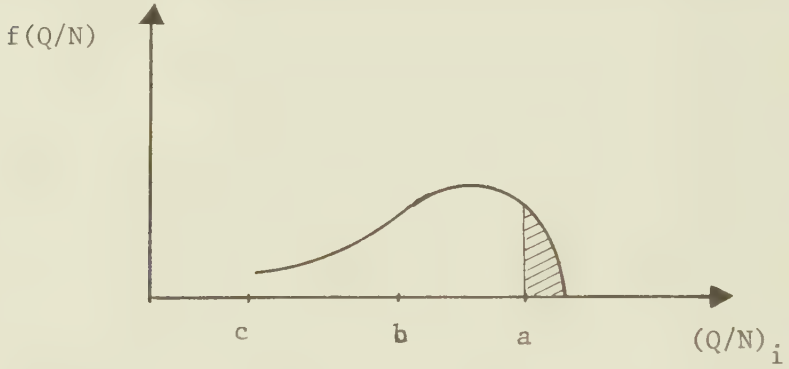
[43] Med institutionell arbetslöshet avses antalet förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl, FP, sysselsatta i AMS regi samt s k labor hoarding i företagen. Den strukturella delen omfattar FP, skyddad verksamhet och arkivarbete samt den trendmässiga utvecklingen i antalet sysselsatta i omskolningskurser (ej "25-kronan") och beredskapsarbeten.

[44] Se vidare SOU 1977:88 s. 83 ff.

Även allokeringsmässiga invändningar kan resas mot metoden att förtidspensionera arbetslösa.[45] Alternativ till förtidspensioneringen kan vara olika former av direkta sysselsättningssubventioner eller kvotregler.

Låt oss anta att W_{FP}/N_{FP} är den socialt accepterade potentiella lönenivån för en genomsnittlig förtidspensionär och att Tr_{FP}/N_{FP} är samhällets årliga utgift för en förtidspension. Antag vidare att de individuella potentiella produktiviteterna för de förtidspensionerade av arbetsmarknadsskäl för ett genomsnittligt arbete på öppna arbetsmarknaden kan beskrivas med en frekvensfunktion, f(Q/N), enligt figur 8.8.

Figur 8.8 De förtidspensionerades produktivitet på öppna arbetsmarknaden; en principskiss



Beteckningar i figuren:
$a = W_{FP}(1+ta)/N_{FP}$ = företagets potentiella årskostnad inkl. lönebikostnader för att anställa en förtidspensionär.
$b = Tr_{FP}/N_{FP}$ = samhällets årskostnad för en förtidspensionär.
Tx_{FP}/N_{FP} samhällets potentiella skatteintäkt per anställd förtidspensionär.
$c - W_{Tr}/N_{FP} - W_{FP}(1+ta)/N_{FP} - Tx_{FP}/N_{FP} - Tr_{FP}/N_{FP}$ – årskostnaden för samhället att återanpassa en genomsnittlig förtidspensionär till arbetsmarknaden.

Förutsätts att subjekten på arbetsmarknaden har fullständig information och att kostnaden för yrkesmässig och geografisk rörlighet är negligerbar skulle de förtidspensionerade med en högre potentiell produktivitet än vad som motsvarar punkt a i figur 8.8, den streckade ytan i figuren, få arbete på öppna marknaden; de övriga skulle slås ut från arbetsmarknaden. På verklighetens arbetsmarknad minskar möjligheterna att få jobb ytterligare p g a nämnda friktioner. Genom att W_{FP}/N_{FP} är en socialt accepterad lönenivå

[45] I SOU 1977:88 har man från ett tvärsnittsmaterial omfattande Sveriges kommuner beräknat att en procentenhets ökning av arbetslösheten ökar andelen förtidspensionerade män, av befolkningen 25—64 år, med en procentenhet resp. kvinnor med en halv procentenhet.

kan denna utslagning från öppna arbetsmarknaden inte i sig ses som ett ekonomisk-politiskt misslyckande. Problemet blir istället att bedöma samhällets sätt att ta ansvar för dem som slås ut från den öppna arbetsmarknaden. Det finns i princip två vägar för samhället att välja mellan när det gäller att ta detta ansvar. Den ena är att institutionalisera arbetslösheten, den andra att söka återanpassa de utslagna till den öppna arbetsmarknaden.

Årskostnaden för samhället att återanpassa en genomsnittlig förtidspensionär till arbetsmarknaden är enligt modellen, figur 8.8.

$$W_{Tr}/N_{FP} = W_{FP}(1+ta)/N_{FP} - Tx_{FP}/N_{FP} - Tr_{FP}/N_{FP}$$

Ju större löneskatter och ju förmånligare pensionsvillkor, desto mindre direkt subention krävs för att produktionsökningen skall täcka samhällets kostnader. För att modellens slutsatser skall kunna överföras till verklighetens arbetsmarknad måste till W_{Tr}/N_{FP} emellertid även adderas kostnaderna för eventuell flyttning och omskolning. Dessa senare kostnader stiger med individernas ålder, varför den totala samhälleliga allokeringsvinsten av denna subventionspolitik kanske inte blir så betydande att den i sig skulle motivera en omläggning av politiken. Den största vinsten med direkta sysselsättningssubventioner som alternativ till en förtidspensioneringspolitik ligger därför sannolikt på den sociala sidan.

Till de fyra ovan diskuterade utvecklingstendenserna på den svenska arbetsmarknaden under det senaste decenniet kan man lägga en femte, nämligen den snabba och jämna tillväxten i den offentliga sektorns sysselsättning. Tillsammans har dessa tendenser format utvecklingsförloppet på arbetsmarknaden under den gångna tioårsperioden. Den fråga man nu måste ställa sig är vilka implikationer dessa tendenser har för den kommande utvecklingen. För att diskutera denna frågeställning skall jag utgå från figur 8.4.

Det kanske mest anmärkningsvärda i figur 8.4 är att kurvorna skär varandra 1975, d v s att det konjunkturella kapacitetsgapet blir större än motsvarande sysselsättningsreserv. Som tidigare diskuterats är det utvecklingsförlopp efter 1974 som figuren beskriver att betrakta som en *ex ante*-kalkyl. Den *ex post* utnyttjade kapaciteten i näringslivet, N_P^C, bestäms av hur den faktiska sysselsättningen utvecklas. Frågan är om den konjunkturella kapacitetsreserven är en bindande restriktion eller om man kan tänka sig någon alternativ anpassningsmekanism, exempelvis att den institutionella arbetslösheten minskar vid ett efterfrågeöverskott på den öppna arbetsmarknaden.

Från en socialpolitisk synpunkt kan det utvecklingsförlopp figur 8.4 indikerar tolkas både i positiva termer och i negativa. En positiv tolkning skulle vara att den arbetskraftsbrist i näringslivet som uppstår när konjunkturen åter vänder uppåt, om mina antaganden för produktions- och pro-

duktivitetstillväxten är riktiga, kommer att öka möjligheterna för dem som står utanför den öppna arbetsmarknaden att erhålla ett jobb där. Bakom en sådan tolkning ligger antagandet att brist på arbetskraft kommer att tvinga näringslivet att ta större hänsyn till arbetskraftens önskemål etc, och den på grund av de nya arbetsmarknadslagarna långsammare produktivitetstillväxten kommer följaktligen att resultera i vad som brukar benämnas "work-sharing".

En pessimistisk tolkning är att den fallande produktivitetstillväxten kommer att resultera i en minskad produktionstillväxt. Vad *ex ante*-kalkylen visar är nämligen att givet de förutsättningar jag gjort kommer näringslivets produktionstillväxt att bli mindre än den som indikeras av N_p^c-kurvan, d v s antagandet om 3 procent årligen i industrin och 2.2 procent i övriga näringslivet, på grund av att den konjunkturella arbetskraftsreserven är en effektiv restriktion. För en aktivering av den strukturella arbetskraftsreserven krävs mer än en konjunkturuppgång.

För att få ytterligare stöd för denna mera pessimistiska tolkning kan man även studera figur 8.6 — den strukturella spegelbilden av figur 8.4. Med utgångspunkt från denna figur kan man nämligen hävda att orsaken till den indikerade konjunkturella arbetskraftsbristen inte i första hand är en följd av en växande sysselsättning i näringslivet — N_p^c (1977) ~ N_p^c (1974) — utan dels av att L* har minskat sedan 1974, dels av den ökade utslagningen från den öppna arbetsmarknaden, vilken resulterat i en snabb ökning av den strukturellt betingade institutionella arbetslösheten. Den senare processen är sannolikt irreversibel.

Nu kan man naturligtvis hävda att min oro för balansbrist bygger på en statisk syn på arbetsmarknadens funktionssätt, på grund av att jag diskuterar stockar och inte flöden. Verklighetens arbetsmarknad är dynamisk och det sker en ständig in- och utströmning i arbetskraften. Nettotillskottet av den spontana tillväxten i arbetskraften, på grund av befolkningstillväxten, är emellertid inte större än den genomsnittliga årliga tillväxten i den offentliga sektorns sysselsättning. Det krävs följaktligen ekonomisk-politiska insatser för att skapa utrymme för en mot den tillgängliga produktionskapaciteten i näringslivet, N_p^c svarande sysselsättningsutveckling i näringslivet. Frågan är dessutom om den produktionstillväxt N_p^c implicerar kommer att vara tillräcklig för att exportera oss ur de nuvarande betalningsbalansproblemen.[46]

Den senare tolkningen pekar enligt min uppfattning på två uppenbart negativa konsekvenser av den, med medbestämmandelagen, trygghetslagarna och Åslingdoktrinen, nya inriktningen av arbetsmarknadspolitiken,

[46] Alternativet till denna exportoffensiva politik är en kraftig neddragning av den privata konsumtionstillväxten.

nämligen tendensen till en långsammare produktionstillväxt och tendensen till ökad sektorisering på arbetsmarknaden. Felet med den nya inriktningen av arbetsmarknadspolitiken är inte att den erbjuder arbetslösa eller avskedshotade förtidspensionering, möjligheter till utbildning inom företagen eller beredskapsarbete som alternativ till öppen arbetslöshet. Felet är snarare att denna politik genom att flytta tyngdpunkten från geografisk och yrkesmässig rörlighet till skydd av anställning i det nuvarande jobbet kan komma att minska näringslivets förmåga att anpassa sin produktion till ändrade marknads- och produktionstekniska förutsättningar. Härigenom läggs grunden för en ogynnsam produktivitetsutveckling och ökad tröghet på arbetsmarknaden, vilket kommer att missgynna särskilt de unga[47] och de äldre i arbetskraften.

Appendix 8 Estimation av den konjunkturella variationen i den registrerade arbetslösheten

I inledningen till detta kapitel diskuterades svårigheten att estimera arbetslösheten som en differens mellan de estimerade värdena på det aggregerade arbetskraftstalet och det totala antalet sysselsatta. På grund av denna svårighet är det ganska vanligt i ekonometriska makromodeller att man skattar en separat arbetslöshetsekvation.[48] Denna ekvation härleds inte alltid från modellens beteendeekvationer; ett vanligt alternativ är att utgå från "Okuns law".

Okuns hypotes var att det finns en loglinjär relation mellan kapacitetsutnyttjandegraden i ekonomin och relativa arbetslöshetstalet, U/L. Trots att Okuns modell (se Okun, 1962) endast kan betraktas som en intuitiv ansats[49] har den – med epitetet Okuns lag – kommit att spela en mycket framträdande roll som instrument för analys av stabiliseringspolitiska problem.[50] Denna modells enkelhet och genomslagskraft gör den därför till en naturlig utgångspunkt för diskussionen.

Okuns modell kan skrivas:

[47] "Unemployment is wasteful, but youth unemployment has particular human, social and economic consequences which no nation can accept, the more so because of the important role to be played by the younger generation in the future development of our countries." (The OECD Observer No 90, January 1978 s. 1.)

[48] Se exempelvis QMFE (1972), Masters (1967), Friedman-Wachter (1974), Evans (1969) s. 436 och Lucas-Rapping (1970) s. 272 ff.

[49] D v s inte explicit härledd från några optimeringsantaganden.

[50] Jämför Perry (1971) s. 53.

$$u \equiv \frac{U}{L} = a_1 \left[\frac{Q}{Q^C} \right]^{a_2} \quad , \qquad 8.7$$

där $a_1 > 0$ och $a_2 < 0$.

Argumentet är faktisk produktion, Q, dividerad med potentiell, Q^C. Den senare variabeln kan skattas med en trend eller enligt Wharton School-metoden (peak-to-peak metod).

Enkelheten är styrkan i Okuns modell, men samtidigt också dess svaghet. I modellen förutsätts ett stabilt linjärt samband mellan relativa arbetslösheten, u, och kapacitetsutnyttjandet, Q/Q^C, trots att modellen ur analytisk synpunkt måste betraktas som en reducerad form till en flerrelationsmodell. Ett sådant antagandet förutsätter nämligen implicit även stabila linjära relationer mellan kapacitetsutnyttjandegraden och arbetskraftstalet, L, respektive antalet anställda, N. Låt oss därför granska de senare antagandena med utgångspunkt från min modell, ekvation 8.1—8.6 ovan.

Sambandet mellan det långsiktiga arbetsutbudet, L*, och arbetskraftstalet, L, kan definitionsmässigt skrivas:

$$L \equiv L^* - (L^* - L^C) - (L^C - L) \qquad 8.8$$

L* är en funktion av den arbetsföra befolkningens storlek och av de potentiella förtjänstmöjligheterna i förvärvsarbete i relation till produktiviteten i till förvärvsarbete alternativa sysselsättningar för arbetsmarknadens marginella grupper, det s k B-laget. På grund av institutionella hinder för förvärvsarbete, som skatteregler, bristande tillgång på kollektiv barntillsyn, samt geografiska och utbildningsmässiga friktioner, har det uppstått en strukturellt betingad dold arbetslöshet, $L^* - L^C$. Denna arbetskraftsreserv påverkas i ett konjunkturperspektiv inte av variationer i näringslivets kapacitetsutnyttjande.

Den sista termen i ekvation 8.8, den konjunkturellt betingade dolda arbetslösheten, är i en funktion tillgången på arbetstillfällen. Antalet arbetstillfällen är i sin tur avhängigt av hur produktion och produktivitet utvecklas. I ett konjunkturperspektiv kommer, $L^C - L$, följaktligen att bestämmas av kapacitetsutnyttjandet i näringslivet.

Slutsatsen av ovanstående resonemang blir att ekvation 8.8 bör kunna formuleras som en funktion av näringslivets produktionsnivå, Q_p:

$$L = L(Q_p, t) \qquad 8.9$$

där $L'(Q_p) > 0$ och $L''(Q_p) > 0$.

Andraderivatans tecken är en följd av att sambandet mellan kapacitetsutnyttjande och tillgång på arbetstillfällen i näringslivet inte har antagits vara linjärt (jämför nedan).

Totala antalet sysselsatta, N, är summan av antalet sysselsatta i näringsliv, N_P, och offentlig sektor, N_0. Den senare variabeln kan betraktas som en ekonomisk-politisk handlingsparameter. N_P kan definitionsmässigt skrivas:

$$N_P \equiv N_P^C - (N_P^C - N_P^Q) + (N_P - N_P^Q) \qquad 8.10$$

Näringslivets långsiktiga arbetskraftsefterfrågan, N_P^C, bestäms av produktionskapacitetens utseende – vilket i sin tur är funktion av den förväntade relativa faktorprisutvecklingen och tekniska framsteg – samt av arbetstidsregler. Genom arbetsbesparande innovationer reduceras arbetskraftsbehovet för en given produktionsvolym. Arbetstidsförkortningar har omvänd effekt. Nettoeffekten av dessa motverkande krafter liksom av faktorprisförändringar har jag antagit verka oberoende av konjunkturen.

Den kortsiktiga produktionsmodellen skiljer sig i två väsentliga avseenden från den långsiktiga. För det första (jämför kapitel 3) därigenom att företagens möjligheter att substituera produktionsfaktorerna upphör när produktionsanläggningen väl är uppförd. För det andra att den kortsiktiga aggregerade produktionsfunktionen – givet aggregatets sammansättning – karaktäriseras av avtagande skalavkastning i en enskild produktionsfaktor. De i kapitel 4 genomförda ekonometriska skattningarna av elasticiteten för arbetsinsatsen i timmar m a p produktionsvolymförändringar ger vad gäller industrisektorn stöd för det senare antagandet.

Företagens kortsiktiga arbetskraftsefterfrågan uttryckt i antal personer, N^Q, påverkas också av variationer i aggregatets sammansättning och i det optimala arbetstidsuttaget per anställd över konjunkturcykeln. Den konjunkturella variationen i dessa variabler går åt motsatt håll och har under observationsperioden på det stora hela neutraliserat varandra.

På grund av kostnaderna att variera arbetsstyrkans storlek (jämför kapitel 2) kan det vara lönsamt för företagen att inte omedelbart anpassa den faktiska arbetsstyrkan till den optimala. Längden på denna anpassningsprocess bestäms av institutionella faktorer, som lagstadgade uppsägningstider, och av ekonomiska, som storleken på den tillgängliga arbetskraftsreserven. Den senare faktorn har ett till konjunkturen motsatt utvecklingsförlopp, vilket implicerar en procyklisk variation i anpassningsprocessens tidsmässiga utsträckning. Som diskuterats i kapitel 6 neutraliseras denna effekt dock av att företagens produktionsplaner i högkonjunkturlägen på grund av flaskhalsar ofta överskattar den faktiska produktionsutvecklingen.

Det konjunkturella sambandet mellan N_P och Q_P kan följaktligen sammanfattas:

$$N_P = N_P\{Q_P, t\}, \qquad 8.11$$

där $N_P'(Q_P) > 0$ och $N_P''(Q_P) < 0$.

Antalet anställda i den offentliga sektorn kan till skillnad från näringslivet även i det konjunkturella perspektivet styras genom politiska beslut, och bör följaktligen betraktas som en ekonomisk-politisk handlingsparameter. I kapitel 8.2 har jag konstaterat att den offentliga sektorns sysselsättningspolitik anmärkningsvärt nog inte använts i stabiliseringspolitiskt syfte; jag har i detta sammanhang inte räknat AMS-åtgärder, som exempelvis beredskapsarbeten.

Insätt ekvationerna 8.9 och 8.11 i nedanstående definitionsmässiga uttryck för det relativa arbetslöshetstalet:

$$u \equiv \frac{U}{L} \equiv \frac{L - N}{L}$$

Detta ger följande uttryck

$$u = u\{Q_p, t\} \qquad 8.12$$

där $u'(Q_p) < 0$ och $u''(Q_p) < 0$.[51]

Approximera Q^C i ekvation 8.7 med t och anta att Q_0 = konstant. Motsvarande derivator för denna ekvation kan då skrivas:

$$u'(Q_p) < 0 \text{ och } u''(Q_p) > 0.$$

Slutsatsen av detta är att Okuns modell har en annan funktionsform än den som en arbetslöshetsekvation specificerad enligt min modell implicerar. Om ekvation 8.7 skrivs om på formen:

$$u = a_0 - a_1 \left\{ \frac{Q}{Q^C} \right\}^{a_2}, \qquad 8.13$$

där $a_0 > 0$, $a_1 > 0$ och $a_2 < 0$,
så uppfyller den de *a priori*-krav på funktionsformen som min modell implicerar. Nackdelen med ekvation 8.13 är att den är specificerad på en funktionsform som mitt program inte klarar att estimera direkt.

Genom att pröva olika värden på a_0 kan modellan dock testas indirekt. Nedan redovisas resultatet av ekonometriska test av arbetslöshetsekvationen. Ekvation 8.13a är specificerad utifrån 8.13 och 8.12a utifrån 8.12. Ek-

[51]
$u = 1 - \frac{N}{L} = 1 - \frac{N(Q)}{L(Q)}$ och $\frac{\partial L}{\partial Q} = \frac{\partial L}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial Q}$

där $\frac{\partial L}{\partial Q} < \frac{\partial N}{\partial Q}$ pga $\frac{\partial L}{\partial N} < 1$ (~ 0.5 enligt mina estimationer i kapitel 7).

vation 8.14a är en specifikation som bygger på följande approximation:[52]

$$u \equiv \frac{U}{L} \equiv \frac{L-N}{L} \sim \ln \frac{L}{N} \qquad 8.14$$

Substituera L och N i ekvation 8.14 med ekvationerna 8.9 och 8.11 så erhålls en ekvation där $u'(Q_P) < 0$ och $u''(Q_P) < 0$, d v s i överensstämmelse med mina *a priori*-krav.

I estimeringarna nedan har Q^C approximerats med en andragrads tidstrend. Vid estimationen av ekvation 8.13 har a_0 åsatts värdet 12 efter en iterativ process. Ekvationerna har skattats både med och utan variabeln AMS.[53] I de ekvationer som indicerats med ett (b) har AMS adderats till U. Detta är naturligtvis inte helt tillfredsställande då alternativet till AMS-verksamhet inte alltid är arbetslöshet; att föra in AMS som en oberoende variabel ger emellertid helt otillfredsställande resultat.

Estimationsresultat:

$$\ln U/L = \underset{(11.0)}{124.01} + \underset{(11.9)}{0.17}\, t - \underset{(-7.1)}{0.0013}\, t^2 - \underset{(-11.0)}{12.59} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P \qquad 8.12a$$

$\bar{R}^2 = 0.892$ SE = 0.08 DW = 1.67 $\rho = 0.03$ (0.2)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)[54]

$$\ln (12 - U/L) = \underset{(-12.8)}{-22.43} - \underset{(-14.7)}{0.033}\, t + \underset{(7.9)}{0.0002}\, t^2 + \underset{(14.2)}{2.52} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P \qquad 8.13a$$

$\bar{R}^2 = 0.919$ SE = 0.01 DW = 1.78 $\rho = -0.07$ (−0.4)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$U/L = \underset{(13.9)}{248.01} + \underset{(14.4)}{0.33}\, t - \underset{(-7.9)}{0.0023}\, t^2 - \underset{(-13.8)}{25.09} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P \qquad 8.14a$$

$\bar{R}^2 = 0.916$ SE = 0.14 DW = 1.76 $\rho = -0.06$ (−0.4)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$\ln \{(U + AMS)/L\} = \underset{(11.3)}{83.04} + \underset{(14.0)}{0.14}\, t - \underset{(-8.5)}{0.0010}\, t^2 - \underset{(-11.2)}{8.37} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P \qquad 8.12b$$

$\bar{R}^2 = 0.962$ SE = 0.06 DW = 1.41 $\rho = -0.02$ (0.1)

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

[52] Jämför Lucas-Rapping (1971) s. 274.

[53] AMS definieras som sysselsatta i beredskapsarbete, skyddad verksamhet, arkivarbeten och omskolningskurser (exkl. "25-kronan").

[54] Jag har valt att sätta estimationsperiodens främre gräns vid 1973:4 för att slippa inverkan till följd av införandet av Åmanlagarna (jämför kapitel 6).

$$\ln\{12 - [(U + AMS)/L]\} = \underset{(-13.3)}{-36.69} + \underset{(-15.0)}{0.055}\, t + \underset{(5.6)}{0.0003}\, t^2 + \underset{(13.3)}{3.97} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P$$

$\bar{R}^2 = 0.973$ SE = 0.02 DW = 1.75 $\rho = \underset{(-0.2)}{-0.03}$ 8.13b

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

$$U/L = \underset{(13.7)}{-1.0}\, AMS + \underset{(15.1)}{313.95} + \underset{(-6.8)}{0.46}\, t - \underset{(-13.6)}{0.0026}\, t^2 - \underset{(-13.6)}{31.73} \ln \sum_{t=0}^{-1} Q_P \qquad 8.14b$$

$\bar{R}^2 = 0.971$ SE = 0.17 DW = 1.69 $\rho = \underset{(-0.2)}{-0.03}$

(Estimationsperiod: 1965:1 – 1973:4)

Dessa empiriska test visar att den konjunkturella variationen i näringslivets kapacitetsutnyttjande förklarar en betydande del av variationen i U/L. För att underlätta tolkningen av ekvationerna har jag räknat om koefficienterna framför Q_P-variabeln till elasticiteter i tabell 8.6:

Tabell 8.6 Arbetslöshetens elasticitet m a p produktionsvolymen i näringslivet för perioden 1965:1–1973:4.[55]

Ekv. nr.	$\frac{\partial u}{\partial Q_P}\frac{\bar{Q}_P}{\bar{u}}$	$\frac{\partial u\,(AMS)}{\partial Q_P}\frac{\bar{Q}_P}{\bar{u}(AMS)}$
8.12	−12.6	−8.4
8.13	−12.5[56]	−8.8
8.14	−12.5[57]	−8.5

Av tabellens andra kolumn framgår att en 1-procentig ökning i näringslivets produktion minskar arbetslösheten med 12.5 procent, d v s omkring tio tusen personer. Den tredje kolumnen säger att en 1-procentig ökning i näringslivets produktion leder till en minskning av arbetslösheten inklusive AMS-åtgärder med 8.5 procent, vilket omräknat i personer blir 12 tusen. I ekvation 8.14b kan även elasticiteten för arbetslösheten m a p näringslivets produktionsvolym beräknas separat; denna elasticitet är −15.8, d v s en 1-procentig ökning i näringslivets produktion leder till en minskning i arbetslösheten – givet antalet AMS-sysselsatta – med 12 tusen. Införandet av AMS-variabeln förbättrar determinationskoefficienten avsevärt, man bör därför fästa större avseende vid dessa estimationsresultat.

De genomförda estimationerna ger också stöd för min specifikation av funktionsform. Differenserna mellan de olika specificeringarna är dock mycket små vare sig man utgår från determinationskoefficienterna eller de framräknade elasticiteterna.

[55] $\bar{u} = 2.01$ (%), $\bar{U} = 77.9$ (tusental), $\bar{u}(AMS) = 3.74$ (%).
[56] $2.52\{\bar{u} - 12\}/u$
[57] $\{25.09\}/u$

De skattade ekvationerna kan också skrivas fram i form av s k *ex post*-prognoser. En sådan extrapolering av estimationsresultaten för perioden 1974:1–1977:2 ger emellertid helt otillfredsställande resultat. Genom införandet av de nya arbetsmarknadslagarna har det direkta sambandet mellan kapacitetsutnyttjandet i näringslivet och den registrerade arbetslösheten upphört, detta framgår också tydligt i figur 8.1. Vill man estimera en arbetslöshetsekvation som även täcker den senare perioden måste modellen därför omformuleras.

En sådan omformulering kan göras på så sätt att ekvation 8.8 och 8.10 insätts i ekvation 8.6.[58]

$$U = (L^*-N^C) - (L^*-L^C) - (L^C-L) + (N_P^C-N_P^Q) - (N_P-N_P^Q) \quad 8.15$$

De två första termerna i ekvationens högerled har jag antagit vara oberoende av kapacitetsutnyttjandegraden i näringslivet. (L^C-L) har jag skattat i kapitel 7 och ($N_P^Q-N_P$) i kapitel 6. Genom att utnyttja dessa tidigare estimationsresultat kan arbetslöshetsekvationen skattas för hela perioden 1964:1–1977:2.[59]

Estimationsresultat[60]:

$$U = 1.0\,AMS - 1.0\,AKH + \underset{(2.5)}{45.15} + \underset{(3.2)}{4.32}\,t - \underset{(-1.4)}{0.03}\,t^2 + \underset{(8.4)}{0.68}\,\{(N_P^C-N_P)+AKH\} \quad 8.15a$$

$\bar{R}^2 = 0.972$ SE = 10.99 DW = 1.93 $\rho = 0.66$ (6.5)

(Estimationsperiod: 1964:1 – 1977:2)

$$Ud_K = 18.80 - \underset{(-5.9)}{0.39}\,\{[(N_P^C - N_P) + AKH] - AKR\} \quad 8.16$$
$$(3.0)$$

$\bar{R}^2 = 0.874$ SE = 7.57 DW = 1.55 $\rho = 0.82$ (10.6)

(Estimationsperiod: 1964:1 – 1977:2)

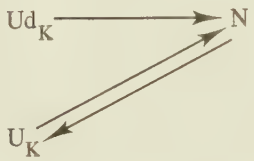
[58] $N^C \equiv N_0 + N_P^C$

[59] En alternativ ansats är att skatta om ovanstående ekvationer 8.12, 8.13 och 8.14 på ett sådant sätt att koefficienten framför Q_P skrivs $(a_{11}+a_{12})Q_P$, där a_{11} skattas för hela perioden och a_{12} för den ena delperioden. Sådana försök har dock givit otillfredsställande resultat.

[60] AKH = företagens labor hoarding.
AKH $\equiv N_P - N_P^Q$ när $N_P > N_P^Q$, i övrigt är AKH = 0.
AKV $\equiv N_P^Q - N_P^C$ när $N_P^Q > N_P^C$, i övrigt är AKV = 0.
AKV påverkar *a priori* ej den konjunkturella arbetslösheten. Den strukturella arbetslöshetens utveckling fångas av konstanten och trendtermerna.
AKR = arbetskraftsreserven.
AKR $\equiv$ U+Ud+AMS+FP+AKH.

Vid estimeringen av arbetslöshetsekvationen visade det sig att argumentet Ud_K inte förbättrade estimationsresultatet, varför denna variabel har uteslutits. Ud_K har skattats separat som en funktion av differensen mellan det konjunkturella kapacitetsgapet, $\{(N_p^C - N_p) + AKH\}$ och den konjunkturella arbetskraftsreserven, AKR. Den senare ekvationen stöder hypotesen att sambandet mellan Ud_K och N är irreversibelt, se figur 8.9.

Figur 8.9 Sambandet mellan antal anställda, N, konjunkturellt betingad dold arbetslöshet, Ud_K, och konjunkturellt betingad öppen arbetslöshet, U_K.



Båda de skattade ekvationerna uppvisar en stark autokorrelation, vilket kan antas implicera att det föreligger ett specifikationsfel. Med tanke på de komplexa samband dessa ekvationer skall fånga är detta emellertid knappast förvånande.

Koefficienten framför $\{(N_p^C - N_p) + AKH\}$ i ekvation 8.15a är klart signifikant och med rätt tecken. Koefficientens värde säger att om kapacitetsgapet $\{(N_p^C - N_p) + AKH\}$ ökar med 100 personer, så kommer arbetslösheten – givet antalet sysselsatta i AMS regi och företagens labor hoarding – att öka med omkring 70 personer; 30 personer kommer följaktligen att stötas ut från arbetsmarknaden. Denna utstötning är basen för det snabbt växande antalet förtidspensionärer. En betydande del av de 30 torde också utgöras av hemvändande invandrare. Om $\{(N_p^C - N_p) + AKH\}$ i stället skulle minska med 100 blir tolkningen att arbetslösheten reduceras med 70, medan de övriga 30 dels kommer från Ud_K, dels utgörs av immigranter.

Trendtermerna och konstanten kan tolkas som den strukturella delen av den registrerade arbetslösheten och av de AMS-sysselsatta.

Summary in English

Employment and unemployment

An econometric analysis of the Swedish labor market 1964–1977.

The objective of this study is to analyse three complex problems; these are:

Firstly, an analysis of the functioning of the labor market, i.e. which factors explain the economic fluctuation in labor-force participation rate and the amount of employment.

Secondly, to go through a critical analysis of how registered unemployment is used as a measure of the performance of the economic policy.

Thirdly, the estimated model is used for evaluating how economic policy affects the labor market.

In chapters 2–6, the Company's labor demand is analysed theoretically and empirically. This analysis is introduced in *chapter 2* with a discussion of the factors which direct the Company's short-term employment policy, given expected sales. The theoretical basis for the analysis of the Company's demand on labor is derived from a cost minimizing model. With the help of dynamic programming, a short-term employment function for the industry is deducted. The chapter concludes with a discussion on how to make cost adjustments endogenous.

The objective with *chapter 3* is, starting from the basis of a micro production function with fixed coefficients, to specify a relation between the volume of production and labor input on an aggregated level. Here, three alternative ways are discussed to specify this relation. The first is to adapt fixed coefficients even at aggregated level. An interpretation of this is, that the normal economic pattern, with rising productivity during an economic boom – i.e. directly against the implications of the traditional theory – is a consequence of the fact that the company, during a recession usually has too much labor in relation to the current production (so called labor hoarding).

In the two other specifications of the aggregated production function, I have assumed that the input-output coefficient is variable. I have tried two approaches, partly that it is a function of the extent of utilization of capacity, partly a function of the aggregate's composition.

The hypotheses presented in chapter 3 are tested in *chapter 4*. For the industrial sector, these estimations give support for the hypothesis that the elasticity of labor input with respect to output, are larger than one when the

cyclical fluctuation in the aggregate's composition is wiped out. An interpretation of this is that a rising production has declining marginal yields for the production effort given the capital investment.

In econometric business cycle analysis, one can usually assume that the Company's optimum working time per employee can be estimated with a trend. This is satisfactory, however, only if the Company's fixed normal working hours per employee can be assumed to develop independently of the economic situation. The econometric test performed in *chapter 5*, does not give support for such a hypothesis but does indicate an economically conditioned variation in absenteeism and workforce composition, which must affect the development of normal working hours.

Estimated aggregated employment functions for industry and other sectors, are presented in *chapter 6*. These estimates give support for the hypothesis that white-collar workers from an analytical viewpoint, can be regarded as analogous with a fixed production cost.

The estimations further show that during the observation period, the average time taken for a Company in the industrial sector to adapt the number of employees to changes in the sales plans, lies just above two quarters; for other sectors it is just under this figure. The estimates also give support to the hypothesis, that a reduction in the number of active job seekers leads to an increase of these adjustment times. During the observation period, the registered unemployment has varied, in round figures, 40 thousand between a good and bad economic market situation. The extent of this variation implies, for the industrial sector, a 15 to 20 percent increase of the average adjustment time when the market situation shifts from normal to high growth. The adjustment times variation limit is much lower for other sectors.

Finally in this chapter, I have also tried to estimate how the new working laws—job security law and "medbestämmande"-law—affect the adjustment time. These estimates show that the adjustment time after 1974 more than doubled in relation to the period before 1974.

In *chapter 7*, the labor supply of households is analysed theoretically, and from this theoretical model an equation is derived for the aggregated labor-force.

The development of the labor-force is determined by the population and by economic and social factors. Population growth in its turn is determined by the natural population increase and the net immigration. The former factor I have assumed as constant.

With respect to the labor-force development during the observation time, three important characteristics emerge, which are all included in the estimated model. Hence, is explained the decline in the relative labor-force to 1967/68 inclusive, of the share of men in the age range 25—54 years. The rapid expansion from 1973 is explained by the rapid real increase in wages,

which occured during the last economic boom, to be followed by low wage increases and the introduction of the obligatory separate taxation of man and wife. Finally, the variation in the labor-force demand gives a satisfactory explanation of the economic swing in the labor force.

Finally, the objective with *chapter 8* is to critically discuss the last decade's economic policy visavi the labor market. The basis of this discussion is that model of the labor market which was estimated in the foregoing chapters.

In the economic-political debate (discussed previously), the registered unemployment is a measure of the extent of achievement of the employment policy. The conclusions arrived at and the estimates made in the previous chapter, are used here as a basis for a critical discussion of this measure.

The chapter also discusses the reasons for several of the tendencies in the labor market during the last decade. This discussion is in terms of cyclical and structural unemployment. Either the unemployment is cyclical or structural this means that there is spare production capacity, i.e. an economic waste. The advantage of making a distinction between structural and cyclical unemployment can be found at the economic policy level, where these types of unemployment have opposite economic-political implications.

Unemployment as an indication of unfair distribution of welfare can be analysed at different levels. Unemployment usually results in loss of income for the individual and household. Perhaps more important than this reduction of living standard, there are the social problems that go with unemployment, i.e. the feeling of uncertainty and loss of social contact. It is therefore important that people, who for different reasons have become unemployed, do not lose the opportunity to return to meaningful work.

How the achievements in economic policy visavi the labor market has developed during the last decade can be judged from several view-points. In the final chapter therefore, a discussion is presented starting from both the stabilisation policy and the social and allocation policy.

The most important conclusion of the analysis in this chapter, is that the new policy for the labor market—job security law, "medbestämmande"-law and Åsling doctrin—do not only have positive consequences. Even negative consequences result such as lower productivity and more throuroughly segmentation of the labor market.

Litteraturförteckning

Allen, R.G.D.: *Mathematical Analysis for Economists,* London 1962.

Almon, S.: The distributed lag between capital appropriations and expenditures, *Econometrica,* januari 1965.

Andersson, W.H.L.: Production scheduling, intermediate goods and labor productivity, *American Economic Review,* mars 1970.

Ando, A. och Modigliani, F.: Econometric analysis of stabilization policies, *American Economic Review,* september 1969.

Arbetsmarknadsdepartementet: *Den framtida sysselsättningen,* Direktiv till parlamentarisk utredning, mars 1974.

Arbetsmarknadsstyrelsen: *Arbetsmarknadsstatistik.*

Arbetsmarknadsstyrelsen: *Kvinnorna och arbetsmarknaden,* Lund 1974.

Arbetsmarknadsstyrelsen: *Meddelanden från utredningsenheten.*

Aspén, U. och Bergström, B.: Den månatliga produktionsindexen omlagd, *Statistisk tidskrift,* 1967:4.

Ball, R.J.: *The International Linkage of National Economic Models,* Amsterdam 1973.

Ball, R.J. och St Cyr, E.B.A.: Short term employment functions in British manufacturing industry, *Review of Economic Studies,* juli 1966.

Barret, N.S. och Södersten, B.: Unemployment flows, welfare and labor market efficiency in Sweden and the United States, *Swedish Journal of Economics,* No 3 1975.

Barro, R.J. och Grossman, H.I.: *Money, Employment and Inflation,* London 1976.

Barth, P.S.: Unemployment and labor force participation, *Southern Economic Journal,* januari 1968.

Barzel, Y.: The determination of daily hours and wages, *Quaterly Journal of Economics,* maj 1973.

Becker, G.S.: A theory of the allocation of time, *Economic Journal,* september 1965.

Ben-Porath, Y.: Labor-force participation rates and the supply of labor, *Journal of Political Economy,* maj/juni 1973.

Bentzel, R.: Om aggregering av produktionsfunktioner, i *25 economic essays in honour of Erik Lindahl,* Stockholm 1956.

Bergström, B.: Statistiska centralbyråns volymberäkningar avseende industrins produktion, *Statistisk tidskrift,* 1964:5.

Black, S.W. och Kelejian, H.H.: A macro model of the U.S. labour market, *Econometrica,* september 1970.

Black, S.W. och Russel, R.R.: Participation functions and potential labor force, *Industrial and Labor Relations Review,* oktober 1970.

Bodkin, R.G.: Real wages and cyclical variations in employment, *Canadian Journal of Economics,* augusti 1964.

Bodkin, R.G.: Real wages and cyclical variations in employment: A reexamination of the evidence, *Canadian Journal of Economics,* augusti 1969.

Bondi, A.: On production input intensities and production functions, *The Engineering Economist,* No 3 1972.

Bowen, W.G. och Finegan, T.A.: Labor force participation and unemployment, i A.M. Ross (ed.), *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press 1967.

Bowen, W.G. och Finegan, T.A.: *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press 1969.

Brechling, F.P.R.: Relationship between output and employment in British manufacturing industries, *Review of Economic Studies*, juli 1965.

Brechling, F. och O'Brien, P.: Short-run employment functions in manufacturing industries: An international comparison, *Review of Economics and Statistics*, augusti 1967.

Butler, A.D. och Demopoulos, G.D.: Labor-force behavior in a full employment economy, *Industrial and Labor Relations Reveiw*, april 1971.

Byers, J.D.: The supply of labour, i D. Heathfield (ed.), *Topics in Applied Economics*, London 1976.

Cain, G.G.: *Married Women in the Labor Force*, Chicago 1966.

Cain, G.G.: The challenge of dual and radical theories of the labor market to ortodox theory, *American Economic Review*, maj 1975.

Calmfors, L och Lundberg, E.: *Inflation och arbetslöshet*, Stockholm 1974.

Cassel, G.: *Teoretisk socialekonomi*, Stockholm 1934.

Clower, R.: The keynesian counterrevolution: A theoretical appraisal, i F.H. Hahn och F.P.R. Brechling (ed.), *The Theory of Interest Rates*, London 1966.

Cluff, A.T.: The cyclical behavior of labor productivity: Implications for an incomes policy, *Quaterly Review of Economics and Business*, 1972.

Coen, R.M. och Hickman, B.G.: Constrained joint estimation of factor demand and production functions, *Review of Economics and Statistics*, augusti 1970.

Coen, R.M.: The effect of cash flow on the speed of adjustment, i G. Fromm (ed.), *Taxincentives and Capital Spending*, Brookings institution 1971.

Coen, R.M.: Labor force and unemployment in the 1920's and 1930's: A reexamination based on postwar experience, *Review of Economics and Statistics*, februari 1973.

Corina, J.: *Labour Market Economics*: A short survey of recent theory, London 1972.

Craine, R.: On the service flow from labour, *Review of Economic Studies*, januari 1973.

Dahmén, E.: *Svensk industriell företagarverksamhet*, Lund 1950.

Dahmén, E.: Överdrifter om 'strukturell' arbetslöshet. *Ekonomisk Debatt*, nr 1 1973.

Danmarks statistiks økonomiske model: *Arbetsmarkedet i ADAM*, Danmarks statistik, juli 1974.

Dernburg, T. och Strand, K.: Hidden unemployment 1953–62: A quantitative analysis by age and sex, *American Economic Review*, mars 1966.

Dhrymes, P.J.: A model of short-run labor adjustment, i J. Duesenberry et al, *The Brookings Quaterly Economic Model of the United States*, Amsterdam 1965.

Dhrymes, P.J.: Dynamics and the estimation of the CES class of production functions, *International Economic Review*, juni 1967.

Doeringer, P.B. och Piore, M.J.: *Internal Labormarkets and Manpower Analysis*, Lexington 1971.

Dougherty, C.R.S.: Substitution and the structure of the labour force, *Economic Journal*, mars 1972.

Duesenberry, J.S.: *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge, Mass. 1949.

Duesenberry, J.S. m fl (ed.): *The Brookings Quaterly Model of the United States,* Chicago 1965.
Eckstein, O och Wilson, T.A.: The determination of money wages in American industry, *Quaterly Journal of Economics,* augusti 1962.
Ehrenberg, R.G.: Absenteeism and the overtime decision, *American Economic Review,* juni 1970.
Elmér, Å.: *Svensk socialpolitik,* Lund 1973.
Evans, M.K.: *Macroeconomic Activity,* New York 1969.
Fair, R.C.: *The Short-run Demand for Workers and Hours,* Amsterdam 1969.
Fair, R.C.: *A Short-run Forecasting Model of the United States Economy,* Lexington 1970.
Fair, R.C.: Labor force participation, wage rates, and money illusion, *Review of Economics and Statistics,* maj 1971.
Feldstein, M.S.: Specification of the labour input in the aggregate production function, *Review of Economic Studies,* oktober 1967.
Feldstein, M.S.: Estimating the supply curve of working hours, *Oxford Economic Papers,* mars 1968.
Fisher, F.M.: The existence of aggregate production functions, *Econometrica,* oktober 1969.
Fisher, M.R.: *The Economic Analysis of Labour,* London 1971.
Fisher, M.R.: The new micro-economics of unemployment, i G.D.N. Worswick (ed.), *The Concept and Measurement of Involuntary Unemployment,* London 1976.
Flaim, P.O.: Discouraged workers and changes in unemployment, *Monthly Labor Review,* februari 1973.
Foss, M.F.: The utilization of capital equipment, *Survey of Current Business,* juni 1963.
Friedman, B.M. och Wachter, M.L.: Unemployment: Okun's law, labor force, and productivity, *Review of Economics and Statistics,* maj 1974.
Friedman, M.: *A Theory of the Consumption Function,* NBER, Princeton 1957.
Friedman, M.: The role of monetary policy, *American Economic Review,* mars 1968.
Friedman, M.: The supply of factors of production, i J.F. Burton m fl (ed.), *Readings in Labor Market Analysis,* New York 1971.
Frisch, R.: *Innledning til produksjonsteorin,* Oslo 1946.
Furåker, B.: *Stat och arbetsmarknad,* Kristianstad 1976.
Gardell, B.: Arbete och fritid — Några synpunkter på betydelsen av arbetstider och arbetsinnehåll för fritidens utnyttjande, i *Människan och arbetslivet,* Riksbankens jubileumsfond 1977:1.
Gordon, D.M.: *Theories of Poverty and Underemployment,* Lexington 1972.
Griliches, Z.: Distributed lags: A survey, *Econometrica,* januari 1967.
Gronau, R.: Information and frictional unemployment, *American Economic Review,* juni 1971.
Grossman, H.I.: Aggregate demand, job search, and employment, *Journal of Political Economy,* november/december 1973.
Gustafsson, S.: Kvinnors låga löner, *Ekonomisk Debatt,* nr 8 1975.
Hansen, B.: Excess demand, unemployment, vacancies and wages, *Quaterly Journal of Economics,* februari 1970.
Hartley, M.J. och Revankar, N.S.: Labor supply under uncertainty and the rate of unemployment, *American Economic Review,* mars 1974.
Hazledine, T.: Employment and output functions for New Zealand manufacturing

industries, *Journal of Industrial Economics*, december 1973.
Helliwell, J.E. m fl: The structure of RDX2, *Bank of Canada Staff Research Studies*, 1971.
Henderson, J.M. och Quandt, R.E.: *Microeconomic Theory*, New York 1958.
Hicks, J.R.: *The Theory of Wages*, London 1935.
Hill, M.J.: Can we distinguish voluntary from involuntary unemployment? i G.D.N. Worswick (ed.), *The Concept and Measurement of Involuntary Unemployment*, London 1976.
Hines, A.G.: The 'micro-economic foundations of employment and inflation theory': bad old wine in elegant new bottles, i G.D.N. Worswick (ed.), *The Concept and Measurement of Involuntary Unemployment*, London 1976.
Holmberg, P.: Collection and uses of job vacancy statistics in Sweden ingår i *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, NBER, New York 1966.
Holmlund, B.: *Arbetslöshet och lönebildning – kvantitativa studier av svensk arbetsmarknad*, Umeå 1976 (stencil).
Holmlund, B.: *Erfarenheter av Åmanlagarna*, Industrins utredningsinstitut, Stockholm 1977 (stencil).
Holt, C.C., Modigliani, F., Muth, J.F. och Simon, H.A.: *Planning Production, Inventories and Work Force*, London 1960.
Holt, C.C. och David, M.H.: The concept of job vacancies, i *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, NBER, New York 1966.
Holt, C.C.: Job search, Phillips' wage relation, and union influence: Theory and evidence, ingår i E.S. Phelps (ed.) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, London 1971.
Hughes, B.: Supply constraints and short-term employment functions: A comment, *Review of Economics and Statistics*, november 1971.
Hughes, B. och Leslie, D.: Hours of work in British manufacturing industries, *Scottish Journal of Political Economy*, november 1975.
Hultgren, T.: Change in labor cost during cycles in production and business, *Occasional Paper*, No. 74, NBER 1960.
Hunter, L.C.: Some problems in the theory of labour supply, *Scottish Journal of Political Economy*, februari 1970.
Industriverket, *Swedish Industry Medium Term Prospects*, Report Autumn, 1977.
Ireland, N.J. och Smyth, D.J.: The specification of short-run employment functions, *Review of Economic Studies*, april 1970.
Ireland, N.J., Briscoe, G. och Smyth, D.J.: Specification bias and short-run returns to labour: Some evidence for the United Kingdom, *Review of Economics and Statistics*, februari 1973.
Jakobsson, U och Norman, G.: *Inkomstbeskattningen och den ekonomiska politiken*, IUI, Stockholm 1974.
Johansen, L.: Substitution versus fixed production coefficients in the theory of economic growth: A synthesis, *Econometrica*, april 1959.
Johansen, L.: *Production Functions. An Integration of Micro and Macro, Short-run and Longrun Aspects*, Amsterdam 1972.
Johnston, J.: An econometric study of the production decision, *Quaterly Journal of Economics*, maj 1961.
Johnston, J.: *Econometric Methods*, New York 1972.
Jonung, C.: Kvinnorna i svensk ekonomi, i B. Södersten (ed.), *Svensk ekonomi*, Stockholm 1974.
Jonung, C.: Den könssegregerade arbetsmarknaden, *Ekonomisk Debatt*, nr 2 1975.

Jorgensen, D.W. och Griliches, Z.: The explanation of productivity change, *Review of Economic Studies,* juli 1967.
Jos, O.: De svenska arbetskraftsundersökningarna, *Statistisk tidskrift,* 1972.
Killingsworth, M.R.: A critical survey of neo-classical models of labour, *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics,* augusti 1970.
Klein, L.R.: Remarks of the theory of aggregation, *Econometrica,* oktober 1946.
Klein, L.R.: *A Textbook of Econometrics,* Evanston 1953.
Klein, L.R.: Some theoretical issues in the measurement of capacity, *Econometrica,* april 1960.
Klein, L.R.: *An Introduction to Econometrics,* Englewood Cliffs 1963.
Klein, L.R.: A post-war quaterly model: Description and application i *Models of Income Determination,* Princeton 1964.
Konjunkturinstitutet: *Konjunkturläget.*
Kragh, B.: Den svåra stabiliseringspolitiken, *Ekonomisk Debatt,* nr 3 1973.
Kuh, E.: Cyclical and secular labor productivity in U.S. manufacturing, *Review of Economics and Statistics,* februari 1965(a).
Kuh, E.: Income distribution and employment over business cycle, i J. Duesenberry et al, *The Brookings Quaterly Econometric Model of the United States,* Amsterdam 1965(b).
Kuh, E.: Unemployment, production functions, and effective demand, *Journal of Political Economy,* juni 1966.
Lancaster, K.: *Mathematical Economics,* London 1968.
Lancaster, K.: *Introduction to Modern Microeconomics,* Chicago 1969.
Lester, R.A.: Shortcomings of marginal analysis for wage employment problems, *American Economic Review,* mars 1946.
Lipsey, R.G.: Structural and deficient-demand unemployment reconsidered, i A.M. Ross (ed.), *Employment Policy and the Labor Market,* University of California Press 1965.
Long, C.D.: *The Labor Force Under Changing Income and Employment,* NBER, Princeton University Press 1958.
Lucas, R.E.: Capacity, overtime and empirical production functions, *American Economic Review,* maj 1970.
Lucas, R.E. och Rapping, L.A.: Real wages, employment, and inflation, i E.S. Phelps (ed.) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory,* New York 1970.
Mahoney, T.A.: Factors determining the labor-force participation of married women, *Industrial and Labor Relations Review,* juli 1961.
Malinvaud, E.: *The Theory of Unemployment Reconsidered,* Oxford 1977.
Masters, S.H.: The behavior of output per man during recessions: An empirical study of underemployment, *Southern Economic Journal,* januari 1967.
Meidner, R.: *Svensk arbetsmarknad vid full sysselsättning,* Stockholm 1954.
de Menil, G. och Enzler, J.: Prices and wages in the FR-MIT-Penn econometric model, i *The Econometrics of Price Determination Conference* 1972.
Miller, R.L.: The reserve labour hypothesis: Some tests of its implications, *Economic Journal,* mars 1971(a).
Miller, R.L.: A short-run econometric model of textile industries, *American Economic Review,* juni 1971(b).
Mincer, J.: Labor supply, family income and earnings, *American Economic Review,* maj 1960.
Mincer, J.: Labor force participation of married women, i *Aspects of Labor Economics,* Princeton University Press 1962.

Mincer, J.: Labor-force participation and unemployment: A review of recent evidence, i R.A. Gordon och M.S. Gordon (ed.), *Prosperity and Unemployment*, New York 1966.
Mincer, J.: Determining who are the 'hidden unemployed', *Monthly Labor Review*, mars 1973.
Mincer, J. och Polachek, S.: Family investment in human capital: Earnings of women, *Journal of Political Economy*, mars/april 1974.
Mishan, E.J.: The demand for labor in a classical and keynesian framework, *Journal of Political Economy*, december 1964.
Nabseth, L.: *Löneökningars verkningar inom industrin*, IUI, Stockholm 1961.
Nadiri, M.I.: The effects of relative prices and capacity of the demand for labour in the U.S. manufacturing sector, *Review of Economic Studies*, juli 1968.
Nadiri, M.I. och Rosen, S.: Interrelated factor demand functions, *American Economic Review*, september 1969.
National Bureau of Economic Research (NBER): *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, New York 1966.
Mc Nees, S.K.: The path to full employment, *New England Economic Review*, maj/juni 1972.
Neild, P.G.: The construction and estimation of a coherent labour-market system, *Australian Economic Papers*, juni 1973.
Nerlove, M.: Notes on the production and derived demand relations included in macro-econometric models, *International Economic Review*, juni 1967.
Nerlove, M.: Lags in economic behavior, *Econometrica*, mars 1972.
Nilsson, C.: Den nya arbetsmarknadspolitiken — bra eller dålig? i *SNS — Konjunkturrådets rapport 1977—78*.
OECD: *Observer*, No 90, januari 1978.
Officer, L.H. och Andersen, P.R.: Labour-force participation in Canada, *Canadian Journal*, maj 1969.
Oi, W.Y.: Labor as a quasi-fixed factor, *Journal of Political Economy*, december 1962.
Okun, A.M.: Potential G.N.P.: Its measurement and significance, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1962.
Olsson, B.: *Studier i frånvaro från arbetet*, IUI, Stockholm 1967.
Patinkin, D.: *Money, Interest and Prices*, New York 1965.
Perlman, R.: *Labor Theory*, New York 1969.
Perry, G.L.: Labor force structure, potential output, and productivity, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971.
Phelps et al: *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York 1970.
Phelps, E.S.: Money-wage dynamics and labor-market equilibrium, i E.S. Phelps (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York 1970.
Phelps, E.S.: *Inflation Policy and Unemployment Theory:* The cost-benefit approach to monetary planning, London 1972.
Phipps, A.J.: The relationship between output and employment in British manufacturing industry, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, februari 1975.
Praski, S.: *Econometric Investment Functions and an Attempt to Evaluate the Investment Policy in Sweden 1960—73*, Uppsala 1975 (stencil).
A Quaterly Model of the Finnish Economy: Bank of Finland Institute for Economic Research, 1972.

Rasche, R.H. och Shapiro, H.T.: The FRB-MIT econometric model: its special features, *American Economic Review,* maj 1968.
Rayner, A.C.: On the identification of the supply curve of working hours, *Oxford Economic Papers,* juli 1969.
Reder, M.W.: The theory of frictional unemployment, *Economica,* februari 1969.
Rees, A.: On equilibrium in labor markets, *Journal of Political Economy,* mars 1970.
Regeringens proposition 1966:52.
Regeringens proposition 1970:5.
Regeringens proposition 1975/76:100.
Rehn, G.: *The Fight against Stagflation,* Institutet för social forskning, augusti 1975.
Rehn, G.: *Framtidens arbetsmarknadspolitik,* Institutet för social forskning, mars 1977.
Robinson, E.A.G. (ed.): *Problems in Economic Development,* London 1965.
Robinson, J.: *Essays in the Theory of Employment,* London 1937.
Rottenberg, S.: On choice in labor markets, *Industrial and Labor Relations Review,* januari 1956.
Ruist, E.: Säsongrensningsförfaranden baserade på explicit formulerade förutsättningar, *Statistisk tidskrift,* 1963:5.
Salter, W.E.G.: *Productivity and Technical Change,* Cambridge 1960.
Schweitzer, S.O. och Smith, R.E.: The persistance of the discouraged worker effect, *Industrial and Labor Relations Review,* januari 1974.
Silenstam, P.: *Arbetskraftsutbudets utveckling i Sverige 1870–1965,* IUI, Stockholm 1970.
Simler, N.J. och Tella, A.: Labor reserves and the Phillips curve, *Review of Economics and Statistics,* februari 1968.
Siven, C.-H.: *A Study in the Theory of Inflation and Unemployment,* Stockholm 1975.
Siven, C.-H.: *Åmanlagarnas effekter på anställningsprocessen inom industrin,* Uppsala 1977 (stencil).
Sjöberg, I. och Lundquist, K.: *Sysselsättning, arbetslöshet, förvärvshinder,* Låginkomstutredningen, Stockholm 1971.
Skogh, S.: *Arbetets marknad,* Uppsala 1963.
Smyth, D.J. och Ireland, N.J.: Short-term employment functions in Australian manufacturing, *Review of Economics and Statistics,* november 1967.
SNS-Konjunkturrådets rapport 1977–78
Soligo, R.: The short-run relationship between employment and output, *Yale Economic Essays,* våren 1966.
Solow, R.M.: *The Nature and Sources of Unemployment in the United States,* Stockholm 1964.
Solow, R.M.: Short-run adjustment of employment to output, i J.N. Wolfe (ed.), *Value, Capital and Growth,* Edinburgh 1968.
SOU 1956:20 *Utredning om kortare arbetstid.*
SOU 1962:17 *Arbetstidsförkortningens omfattning och utläggning.*
SOU 1964:9 *Arbetstidsförkortningens verkningar.*
SOU 1968:66 *Allmän arbetstidslag.*
SOU 1971:8 *Arbetskraftsresurserna 1965–1990.*
SOU 1971:43 *Arbetskraftens struktur och dimensioner.*
SOU 1973:21 *Svensk ekonomi fram till 1977.*
SOU 1974:13 *Svensk industri. Delrapport 3.1.*

SOU 1974:20 *Förslag till skatteomläggning m.m.*
SOU 1974:29 *Att utvärdera arbetsmarknadspolitik.*
SOU 1975:89 *Långtidsutredningen.*
SOU 1975:90 *Arbete åt alla, delbetänkande från sysselsättningsutredningen.*
SOU 1977:88 *Förtidspensionering.*
SOU 1978:11 *Kapitalmarknaden i svensk ekonomi.*
Statistiska centralbyrån: *Arbetskraftsundersökningarna,* råtabeller.
Statistiska centralbyrån: *Statistiska meddelanden.*
Statistiska centralbyrån: *PM 1976:1.*
Statistiska centralbyrån: *Statistiska tabeller.*
Statistiska centralbyrån: *Sveriges officiella statistik,* SOS: Allmän försäkring, SOS: Folk- och bostadsräkningen, SOS: Industri, SOS: Löner, SOS: Statistisk Årsbok.
Stigler, G.: Production and distribution in the short run, *Journal of Political Economy,* juni 1939.
Stigler, G.J.: The economics of information, *Journal of Political Economy,* juni 1961.
Storföretag och koncentrationstendenser: SPK, Stockholm 1971.
Strand, K. och Dernburg, T.: Cyclical variation in civilian labor force participation, *Review of Economics and Statistics,* november 1964.
Ståhl, I.: Trygghetens pris, *Ekonomisk Debatt,* nr 4 1973.
Swedner, H.: *Sociologisk metod,* Lund 1965.
Svensson, G.: *Sjukfrånvaro,* Arbetarskyddsfonden, Rapport 1976:2.
Sveriges Verkstadsförening: *Verkstadsavtalet 1970.*
Söderström, H. Tson: Cyclical fluctuations in labor productivity and capacity utilization reconsidered, *Swedish Journal of Economics,* juni 1972.
Taylor, J.: Hidden unemployment, hoarded labor, and the Phillips curve, *Southern Economic Journal,* juli 1970.
Taylor, J.: The unemployment gap in Britain's production sector, 1953–73, i G.D.N. Worswick (ed.), *The Concept and Measurement of Unvoluntary Unemployment,* London 1976.
Taylor, J.: Unemployment in Britain: An interpretation of last twentyfive years, i W. Leontieff (ed.), *Structure, System and Economic Policy,* New York 1977.
Tella, A.: The relation of labor force to employment, *Industrial and Labor Relations Review,* april 1964.
Tella, A.: Labor force sensitivity to employment by age and sex, *Industrial Relations,* februari 1965.
Tella, A.J. och Tinsley, P.A.: The labor market and potential output of the FRB-MIT model: A preliminary report, *American Statistical Association Proceeding,* 1967.
Thurow, L.C. och Lucas, R.E.B.: The american distribution of income: A structural problem, *U.S. Congress, Joint Econ. Comm.,* mars 1972.
Tinsley, P.: On ramps, turnpikes, and distributed lag approximations of optimal intertemporal adjustment, *Western Economic Journal,* december 1970.
Tinsley, P.: A variable adjustment model of labor demand, *International Economic Review,* oktober 1971.
Tobin, J.: Inflation and unemployment, *American Economic Review,* mars 1972.
Turvey, R.: Structural change and structural unemployment, *International Labour Review,* september/oktober 1977.
Uhler, R.S. och Kunin, R.: The theory of labor force participation, *Industrial Relations,* 1972.

Wachter, M.L.: A labor supply model for secondary workers, *Review of Economics and Statistics,* maj 1972.
Wachter, M.L.: A new approach to the equilibrium labour force, *Economica,* februari 1974.
Waud, R.N.: Man-hour behavior in U.S. manufacturing: A neo-classical interpretation, *Journal of Political Economy,* januari 1963.
What economic equality for women requires: *American Economic Review,* Suppl., 1972.
Wilson, G.W.: The relationship between output and employment, *Review of Economics and Statistics,* februari 1960.
Wilson, T. och Eckstein, O.: Short run productivity behaviour in U.S. manufacturing, *Review of Economics and Statistics,* februari 1964.
Woodfield, A.: Job search costs and the measurement of structural unemployment, *Scottish Journal of Political Economy,* februari 1975.
Östlind, A.: *Arbetsmarknadspolitik och löneutjämning,* Granskningspromemoria nr 7/1975, Riksdagens revisorers kansli.

ACTA UNIVERSITATIS UPSALIENSIS
Studia Oeconomica Upsaliensia

Editor: Ragnar Bentzel

1. *Tõnu Puu*, The Effects of Monetary and Fiscal Policy. A Contribution to Pure Theory. 1965.
2. *Gudmundur Magnússon*, Production and Risk. A Theoretical Study. 1969.
3. *Carl G. Uhr*, Economic Doctrines of David Davidson. 1975.
4. *Roland Spånt*, Den svenska inkomstfördelningens utveckling. 1976.
5. *Sverker Praski*, Econometric Investment Functions and an Attempt to Evaluate the Investment Policy in Sweden 1960–1973. 1978.
6. *Christian Nilsson*, Sysselsättning och arbetslöshet. En ekonometrisk analys av den svenska arbetsmarknadens funktionssätt 1964–1977. 1979.

Distributor:
Almqvist & Wiksell International
Stockholm, Sweden

ISBN 91-554-0984-9
ISSN 0585-539X